

最近の住宅投資動向について

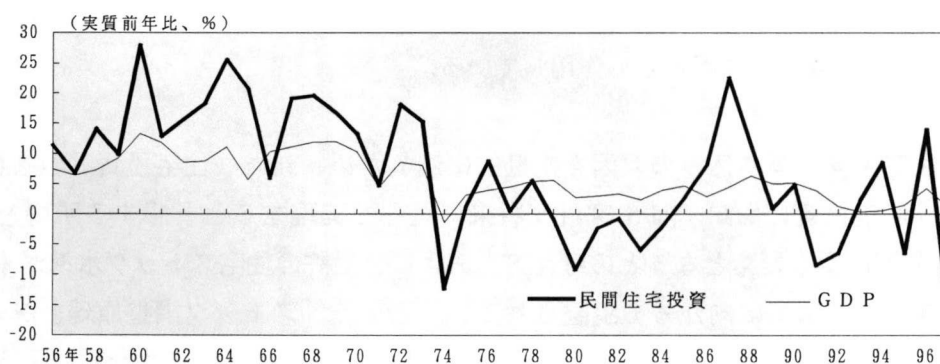
1998年10月6日

調査統計局

■要 旨■

1. 最近の住宅投資の動向をみると、96年後半に、消費税率引き上げ前の駆け込み需要もあって、大きく盛り上がった後、97年入り後は減少に転じ、現在まで低迷状態が続いている。新設住宅着工戸数（季節調整済み年率換算）は、本年7月には110万戸と、83年5月以来の低い水準まで落ち込んだ。これまで、住宅投資は金利水準によって大きな影響を受けていたことに鑑みると、最近の超低金利下における住宅投資の低迷は、やや異例とも言える。
2. 過去における住宅投資の動向をみると、70年代初までは、住宅の絶対量がそもそも不足していた中で、ほぼ一貫して住宅投資の伸びがGDPの伸びを上回っていた。しかしながら、住宅のストックが少なくとも量的にはほぼ充足されるようになったと考えられる70年代後半以降、住宅投資は景気の状態等によって大きくマイナスにも振れるようになっている。

民間住宅投資とGDP



3. 住宅投資のGDPに占めるウェイトは、最近では、5%程度であるが、住宅建築には製材、チップ、金属製品等の多くの材料や製品が用いられるため、生産波及効果が大きいことや、住宅購入後に耐久消費財を中心に付随的な消費がなされるケースが多いこと等を勘案すると、

その経済全体に与える影響は、GDPに占めるウェイトでみる以上に大きいとみられる。したがって、景気動向を判断する上で、住宅投資の変動パターンを的確に分析することは、極めて重要である。

4. 住宅投資に影響を及ぼすと考えられる要因としては、所得、金利、住宅資金のアベイラビリティ、住宅価格、住宅ストック、人口要因等がある。このうち、所得については、住宅投資が、長期に亘って住宅サービスの提供を受ける高価な財の購入という性格のものであることから、足許の可処分所得のみならず、将来の所得環境に対する家計の見方も影響すると考えられる。事実、バブル期とその後の崩壊期には、雇用・所得環境の見通しの変化とほぼ期を一にして住宅投資が変動している。金利については、これまで住宅投資に対し、住宅ローン金利が2四半期先行する形で、 -0.4 という比較的高い負の相関係数が得られている（＝住宅ローン金利の低下は住宅投資を押し上げ）。住宅資金のアベイラビリティを、事後的な計数から量ることは困難であるが、民間金融機関の住宅ローンに対する取り組み姿勢は着実に強化されてきており、住宅資金の借入れ制約は徐々に小さくなっているとみられる。住宅価格が住宅投資に与える影響については、例えば、住宅価格が下落することは、新規需要を喚起する効果がある一方で、既存の住宅資産の目減りが、住宅投資に対し抑制的に働く面もあるとみられるように、一義的には決め難い。後者については、とくにバブル期に購入された首都圏マンションにかかるキャピタル・ロスの発生が、現在買い替えの足かせとなっているケースが多いとみられる。住宅ストックについては、住宅の量的な充足が進んだ80年代以降、ストックの積み上がりが住宅投資に抑制的に働くというストック調整メカニズムが働き始めている。人口要因については、世帯の増加数や人口の年齢構成が、住宅投資の中長期的トレンドを形成する要因として作用している。

5. 最近の住宅投資の落ち込みの要因を定量的に測るため、新たな住宅投資関数を推計した。本関数は、住宅投資においては、家計が将来に亘って実現すると予想する所得、すなわち「恒常所得」が重要な要素となるとの考え方、および、足許の住宅ストック水準が家計が適正と考えるストック水準に向かって調整されていくという「ストック調整原理」を基にした。さらに、実質金利要因や人口要因（30～49歳の人口比率）を加え、定式化した。今期の恒常所得は、前期末の非人的資産と今期の人的資産の合計であり、具体的には、非人的資産は、国民所得統計上の家計の正味資産を用いた。人的資産、すなわち今期以降獲得する所得の割引現在価値は、別途推計した時間選好率を基に、可処分所得の自己回帰過程を用いて試算し

た。推計結果をみると、全体としての説明力は7割強とまずまずである上、各変数の符号条件および有意性とも、概ね期待したとおりであった。すなわち、住宅投資に対し、恒常所得（非人的資産＋人的資産）と30～49歳の人口比率はプラス、住宅ストックと金利はマイナスに働くことが確かめられた。

（住宅投資関数）

$$HI_t = b_0 + b_1 (NHW_t + HW_t) + b_2 K_t + b_3 R_t + b_4 POP3049_t + b_5 DUMMY_t + u_t$$

- HI_t : 実質民間住宅投資（千人当り）
 NHW_t : 実質非人的資産（千人当り）
 HW_t : 実質人的資産（千人当り）
 K_t : 実質住宅ストック（千人当り）
 R_t : 実質金利
 $POP3049_t$: 30～49歳の人口構成比率
 $DUMMY$: 1973～74年に対するダミー変数

（推計結果）

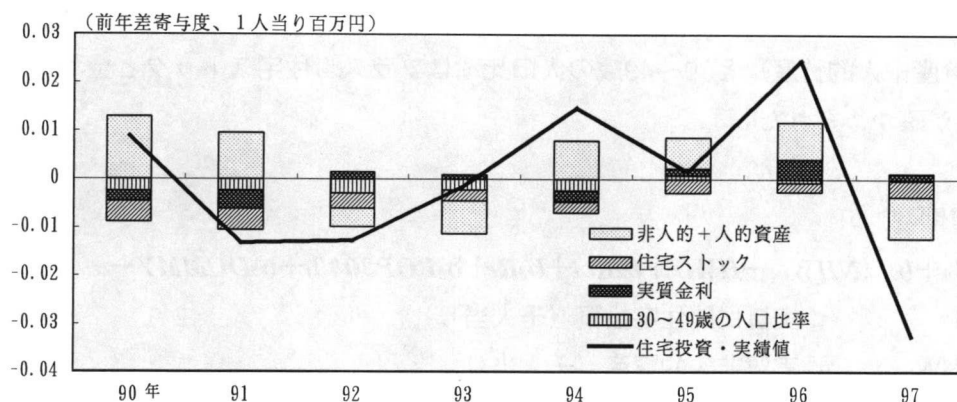
C b_0	NHW+HW b_1	K b_2	R b_3	POP3049 b_4	DUMMY b_5	adjR ²	S. E. D. W.
-0.361 (-1.9)	0.003 (4.2)	-0.052 (-2.7)	-0.002 (-2.5)	0.006 (1.6)	-0.044 (-2.4)	0.71	0.012 1.195

（注）

- ・推計期間：70～97年。
- ・（ ）内はt値。S. E. は方程式の推計誤差。D. W. はダービン・ワトソン比。

6. この関数を用いて最近の住宅投資の変動を要因分解すると、96年から97年にかけては、非人的資産と人的資産の合計で表わされる恒常所得要因が急速に落ち込み、住宅投資に対し大きくマイナスに寄与していることがわかった。このほか、金利要因の押し上げ寄与が96年に比べて小さくなったことや、96年に住宅ストックが積み上がった結果、ストック要因のマイナス寄与が拡大したことも、97年の住宅投資落ち込みの背景となった。なお、97年の推計値は実績値をかなり上回っており（逆に96年の推計値は実績値をかなり下回っている）、この点は、主に消費税導入前の駆け込み需要の反動減によるものと考えられる。

住宅関数の要因分解



7. 以上のように、今回新たに推計した住宅投資関数によれば、97年における住宅投資の減少は、駆け込み需要の反動以外に、予想将来所得を含んだ「恒常所得」的要素が大きく影響していることが確認された。こうした分析を基にすれば、98年入り後の住宅着工の著しい落ち込みは、将来に対する家計の不安心理が一層高まる中で、恒常所得がさらに下振れていることを反映したものと考えられる。したがって、今後住宅投資の回復を展望するためには、マクロ経済政策および金融システムの立て直しに向けた諸施策を果敢に実行することによって、当面の経済情勢の悪化に歯止めをかけつつ、将来的な所得環境の改善を図っていく必要がある。こうした観点からは、公共部門の効率化を進めることや、社会保障システム改革の方向について、できるだけ早期に国民的合意を形成することなどによって、家計の間で根強い将来負担に対する不安を和らげることも重要であろう。

【補論1】住宅投資における恒常所得的要素の検証（1）—異時点間の最適化問題—

非耐久財・サービス支出に加えて、住宅ストックから受けるサービス・フローから得られる効用を考慮した家計の異時点間の最適化行動が、過去のデータからみて統計的に支持されるかどうかを検証した。その結果、単に消費支出のみを考慮して家計行動を分析した場合と異なり、住宅のように、長期間に亘りサービス・フローを享受できる一方、その対価として長期間の借入れを行う財を考慮に入れた場合、家計行動における恒常所得の重要性が増すことが明らかになった。

【補論2】住宅投資における恒常所得的要素の検証（2）—パネル分析—

家計資産をその性質によって3種類（流動的金融資産、非流動的金融資産、実物資産）に分けて説明変数に加えた住宅投資関数を、都道府県別のデータを用いたパネル分析により推

計した。この関数について、全ての資産および所得からの弾性値が一定であるという制約を課して仮説検定を行った結果、家計の住宅投資行動においては、足許の可処分所得や流動性の高い資産のみに着目しているのではなく、非流動性資産や実物資産も含めた広い概念で所得が捉えられていることが示唆された。

【補論 3】わが国の住宅政策について

住宅政策として、現在、わが国においてとられている主な施策は、例えば、各々に所得や面積要件が設けられていることに表われているように、基本的には一次取得者層を対象とする住宅ストックの供給に重点があると考えられる。わが国の住宅は、少なくとも世帯数との関係でみた場合、量的にはほぼ充足されてきており、今後は質的向上に対する需要が強まる中で、住宅に関する家計のニーズはますます多様化してくると思われる。こうした中では、住宅政策に関しても、公的部門による直接的な供給や誘導のみを中心に据えて考えるのではなく、できるだけ市場メカニズムを活用して、多様なニーズにより柔軟に答え得るようなシステムの整備・充実を図るべきであろう。

【補論 4】住宅ローンの証券化について—米国の例の紹介—

米国では、住宅ローンの証券化が発達している。証券化とは、住宅ローンの借り手と金融機関との間で個々に金銭貸借契約が結ばれた後、金融機関がその債権をまとめて、証券の形で市場に売却することである。米国の場合、政府機関や準政府機関が、原債権である住宅ローンの金利や元本の支払い保証を行っている。その結果、住宅ローンの証券化によって発行されるモーゲージ証券の信用度は極めて高く、同証券の市場残高は、債券としては財務省証券に次ぐ規模に達している。このような住宅ローンの証券化は、結果として住宅金融の円滑化に資するのみならず、住宅ローン債権のオリジネーターとしての金融機関に新たなビジネスの機会を開くとともに、金融資本市場の発展にも寄与している。

(目 次)

1. はじめに
 2. 住宅投資と景気との関係
(住宅投資のサイクル)
(住宅投資の波及効果)
 3. 住宅投資に影響を及ぼす諸要因
(住宅取得能力指数)
(所得動向)
(金利動向)
(住宅資金のアベイラビリティ)
(住宅価格)
(住宅ストック)
(人口構成)
(貸家、分譲住宅における供給サイドの要因)
(「持家取得能力指数」の問題点)
 4. 住宅投資関数の推計
(住宅投資関数の考え方)
(住宅投資関数の構築)
(関数の推計およびその評価)
 5. おわりに
- 【補論1】住宅投資における恒常所得的要素の検証(1)
—異時点間の最適化問題—
- 【補論2】住宅投資における恒常所得的要素の検証(2)—パネル分析—
- 【補論3】わが国の住宅政策について
- 【補論4】住宅ローンの証券化について
—米国の例の紹介—
- 参考文献—

1. はじめに

最近の住宅投資の動向をみると、96年後半に、消費税率引き上げ前の駆け込み需要もあって、大きく盛り上がった後、97年入り後は減少に転じ、現在まで低迷状態が続いている。これを新設住宅着工戸数(季節調整済み年率換算)の推移でみると(図表1、以下図表番号のある図表については本文末の図表編を参照)、96年10月に179万戸と、90年5月(181万戸)以来の高い水準を記録した後、97年初にかけては140~150万戸台に落ち着いた。その後、97年夏場以降は130万戸前後、98年度入り後は120万戸台前半と

減少傾向を辿り、この7月には110万戸と、83年5月以来の低い水準まで落ち込んだ。

96年後半の住宅投資の盛り上がりとその後の減少には、消費税率引き上げ前の駆け込み需要とその後の反動減が影響しているが、現在にいたる長期の低迷ぶりは、こうした特殊要因で説明できるものではなく、超低金利という住宅投資にとって追い風が存在を考えると、やや異例な事態と言える。こうした状況を踏まえ、本稿は、最近の住宅投資の低迷の背景について、理論的な解釈と実証分析とを試みるものである。以下、第2章では、まずわが国における住宅投

資と景気との関係をチェックし、次に第3章で、住宅投資に影響を及ぼすと考えられる諸要因を取り上げ、過去における住宅投資との関係について分析する。これを踏まえ、第4章では、恒常所得仮説という理論的枠組みを取り入れた新たな住宅投資関数を推計し、最近の住宅投資低迷の背景について、定量化を行う。最後に第5章で、若干のマクロ政策的インプリケーションを考える。なお、補論1と2で、住宅投資における恒常所得的要素の検証を行い（補論1は消費と住宅投資に関する家計の異時点間に亘る最適化行動の分析、補論2は住宅投資に関する都道府県別のパネル分析）、補論3でわが国の住宅政策について、補論4で米国における住宅ローンの証券化の例について、それぞれ簡単にまとめた。

2. 住宅投資と景気との関係

（住宅投資のサイクル）

1950年代後半以降の住宅投資とGDP（いずれも実質）の前年比推移をみると（図表2上）、70年代初までは、ほぼ一貫して住宅投資の伸び

がGDPの伸びを上回っていたのに対し、以降は、GDPが伸びを低めつつもプラス成長を維持するのに対し、住宅投資の場合、伸びがマイナスとなる局面が何回もみられるようになった。その結果、GDPに占める住宅投資のウェイトは（図表2下）、50年代半の3%強から、73年には8%程度にまで高まった後反落し、80年代以降は、5%前後で循環的に推移している。こうした70年代を挟んだ住宅投資の動きの傾向的变化は、主として住宅ストックの量的充足度の違いによるものと思われる。因みに、5年毎に実施される総務庁の「住宅統計調査」によって、総世帯数と住宅総数の関係をみると、63年調査までは住宅総数が総世帯数を下回っていたが、68年調査以降、住宅総数が総世帯数を上回っている。さらに、地域的、質的なミスマッチ部分を調整すべく、住宅総数から空家を除いたベースでみると、83年調査以降、空家控除後の住宅総数が総世帯数を若干上回る形となっている（下表参照）。

住宅充足率の推移

（千世帯、千戸、％）

調査年	総世帯数 A	住宅総数 B	空家数 C	住宅充足率 B/A	修正充足率 (B-C)/A
58	18,647	17,934	360	96.2	94.2
63	21,821	21,090	522	96.7	94.3
68	25,320	25,591	1,034	101.1	97.0
73	29,651	31,059	1,720	104.7	98.9
78	32,835	35,451	2,679	108.0	99.8
83	35,197	38,607	3,302	109.7	100.3
88	37,812	42,007	3,940	111.1	100.7
93	40,971	45,879	4,476	112.0	101.1

（注）・シャドーは、B/A、(B-C)/Aが100%を超えた部分を表示。

（資料）総務庁「住宅統計調査報告」

(住宅投資の波及効果)

GDPに占める住宅投資のウェイトは、前述のように最近では5%程度であるが、住宅を建築する際、製材、合板、チップ、金属製品等多くの材料や製品を使用することから、経済全体に対する波及効果は大きいと考えられる。因みに、総務庁「産業連関表」によると、住宅建築の波及効果は約1.9倍（＝1単位の住宅建築が他の産業部門に対し0.9単位の追加的な需要をもたらす）となっている（図表3上）。さらに、家計が住宅を購入した場合には、耐久消費財を中心に付随的な消費がなされるケースが多い。住宅金融公庫の「公庫融資利用者に係る消費実態調査報告」によると、マイホーム新築における1世帯当りの今後1年間の耐久消費財購入予定額は187万円、同じくマンション購入の場合は151万円あり、同公庫の試算によれば、96年度の住宅着工に伴う耐久消費財の購入額は約2.2兆円、うち乗用車は0.5兆円に達する（図表3下）（注1）。したがって、景気動向を判断する上で、住宅投資の変動パターンを的確に分析することは、極めて重要である。

3. 住宅投資に影響を及ぼす諸要因

(住宅取得能力指数)

住宅投資の変動要因を分析する際、一般的には、家計の住宅取得能力に着目して論じられることが多い。調査統計局においてこれまで用いてきた「持家取得能力指数」は、住宅取得資金

の調達能力と住宅価格の相対関係をレベルで示すものであり、足許の可処分所得、貯蓄残高、住宅ローン金利水準、住宅価格といった、一般的に住宅投資関数を構成するとみられる諸要因を一つの指数として集約したものである（注2）。ここで「持家取得能力指数」と持家建設の動きを重ねてみると（図表4）、90年代半までは、概ね「持家取得能力指数」の動きに沿って持家着工が変動してきたことがわかる。もっとも、ここ2年ほどは、低金利に支えられ指数が高い水準にあるにもかかわらず、持家着工は低迷しており、この指数では捉えられない別の要因が住宅投資に対し抑制的に働いていることが窺われる。以下では、「持家取得能力指数」の構成要素を含め、住宅投資に影響を及ぼすと考えられる諸要因について、過去の住宅投資との関係や最近の動きを分析し、次章における住宅投資関数の推計や最近の住宅投資変動要因の定量化につなげていく。結論から言えば、同指数は、①将来所得に対する期待の変化や、②住宅ストックの積上がり度合といった要素を考慮していない、という点で住宅投資の動向を考える上では不十分であると考えられる。言い換えれば、最近の住宅投資低迷の背景には、まさにこれらの要因が有意に働いていると推察される。

(所得動向)

住宅投資が家計の支出項目の一つである以上、可処分所得の動きに影響を受けることはいわば

（注1）念のため、上記の実態調査報告において購入予定金額が上位にきた自動車、家庭用耐久財および室内装備・装飾品等、教養娯楽用耐久財の3つの財について、総務庁の「家計調査報告」を用いて、住宅着工との時差相関をみたところ、それぞれ3四半期、2四半期、1四半期のラグにおいて（＝住宅着工が先行）、最大の係数+0.2～+0.3が得られ、住宅着工と耐久財消費との一定の相関が確認された。

（注2）住宅投資環境をみる上でこうした「住宅取得能力」を指数化する試みについては、ほかにも、例えば、平成9年度経済白書（第1-1-9図、付注1-1）など。

当然である。しかし、住宅は、長期に亘って居住サービスを提供する非常に高価な財であり、通常、家計は住宅の購入に当ってローンを組むことを考えると、足許の可処分所得のみならず、将来の所得環境に対する見方が住宅投資行動に影響するとみるのが自然である。図表5は、住宅投資の家計可処分所得に対する比率と、経済企画庁作成の消費者態度指数の構成項目のうち「収入の増え方」、「雇用環境」（質問は、いずれも調査時点の半年後の状況に対する見通しを聞くもの）を取り出したものである。これをみると、住宅投資／可処分所得比率の動きは、80年代前半を除くと、収入の増え方や雇用環境に対する見通しと概ね一致する局面が多い。例えば、80年代後半のバブル期においては、収入・雇用環境に対する見方の好転とともに住宅投資への支出が高まっており、その後のバブル崩壊期には、収入・雇用の先行きに対する見通しの慎重化と住宅投資水準の低下が同時にみられている。こうした経験則を踏まえると、97年度の後半以降、金融システム不安の発生等をきっかけに、家計の将来的な雇用や所得に対する不透明感が一気に強まったことが、最近の住宅投資低迷の一因となっていると考えられる。

（金利動向）

金利は、理論的には、家計が支出するタイミングに影響するものであり、金利が上昇すれば、将来の支出が相対的に有利になるため支出を繰り延べるのに対し、金利が低下すれば、将来に支出を繰り越すメリットが低下するため、今日

の支出が増加する（消費や投資に関する異時点間選択の問題）。現実には、住宅は高価なものであるため、大半の場合、購入者はローンを組むことから、住宅ローン金利は、家計のキャッシュ・フローへの影響を通じて、住宅投資の動向に影響を及ぼすと考えられる。試みに、代表的な住宅ローン金利として住宅金融公庫の金利を用い（金利水準の推移は図表6上）、この変化と住宅投資の変化について時差相関をとったところ（図表6下）、金利が2四半期先行する形で、 -0.4 という比較的高い負の相関係数が得られる（注3）（すなわち、住宅ローン金利が低下すれば、住宅投資が増加する）。

（住宅資金のアベイラビリティ）

住宅購入のタイミングや金額の決定に当っては、所得すなわち予算の制約とともに、流動性の制約、すなわち、家計が住宅を取得したいと思った時にいつでも住宅ローンを借りられるかどうか（＝資金のアベイラビリティないし資本市場へのフリー・アクセス）も問題となる。過去において実現した住宅ローンと住宅投資との関係から流動性制約の程度を定量的に判断することは難しいが、住宅金融公庫の「住宅金融動向調査」によると、最近では、8割強の民間金融機関が住宅ローンへの取り組みを強化させており、しかもそのウェイトが、基本的に高まる傾向にある（図表7上）。また、貯蓄広報中央委員会の「貯蓄と消費に関する世論調査」によれば、80年代入り後、住宅取得必要資金に占める借入金のウェイトが、年収の低い層を中

（注3）半年程度のラグ関係という点については、例えば、消費者が住宅ローン金利の低下を眺め、住宅購入を思い当たった後、物件探しや諸手続き等に時間を費やし、それが住宅投資として実現される期間を考えれば、リーズナブルであろう。

心に高まってきており、一方で、貯蓄目的に占める住宅資金の割合が、80年代後半に大きく減少している（図表7中・下）。こうした点を総合的に勘案すると、近年においては、住宅ローンにかかる流動性制約は、着実に小さくなりつつあるとみてよからう（注4）。

（住宅価格）

住宅価格が住宅投資に与える影響については、一義的に決め難い。例えば住宅価格が下落することは、新規需要を喚起する効果がある一方で、既存の住宅資産の目減りが、住宅投資に対し抑制的に働く面もあると考えられる。一般論として、住宅ストックが未充足の時代においては、新規取得者にとってのプラス効果が相対的に大きく、住宅ストックが充足されるほど、住宅価格の低下が、実質金利の上昇やキャピタル・ロスの発生といったルートを通じて、住宅投資にマイナスに作用する度合が増していくと考えられる。住宅価格そのものの算出は容易でないが、住宅投資デフレータと全国市街地価格指数を用いて、70年代以降の建物部分にかかる価格（住宅投資デフレータ）と敷地にかかる価格（市街地価格指数）の推移をみてみると（図表8上）、両者の上昇率が高まる時期と低下する時期のサ

イクルは概ね一致している。また、こうした住宅に関する価格（住宅投資デフレータ、市街地価格指数）の動きと住宅投資との関係をみると、時期によって正の相関、逆相関、無相関と異なっており、やはり一定な関係は見出し難い。なお、最近の住宅投資動向との関係では、バブル崩壊に伴う住宅とくにマンション価格の大幅な下落に留意する必要がある。因みに、首都圏で20坪のマンションを購入したモデル・ケースを想定し、新築マンションの坪平均単価の推移をもとに、購入時期別に現時点での評価損益を試算すると（図表8中）、90年に購入した物件については、約20百万円の損失が発生しているとの結果となった（注5）。バブル期から10年近く経ち買い替えニーズが高まってくる現在、こうしたいわゆるキャピタル・ロス（あるいはnegative equity）の存在が住宅の買い替えの足かせとなっているケースが、大都市圏においてはかなりあるものとみられる。

さらに、住宅投資の動向をみる上では、住宅価格そのものの変動のみならず、住宅価格と消費・サービス支出価格との相対関係をも考える必要がある。すなわち、家計の選択として、住宅投資を今日行うか将来行うかという場合、金利だけではなく、現時点において消費と比較し

（注4） もっとも、住宅ローンには、通常、頭金制約（＝所要自己資金部分）があり、一定の貯蓄を有するまで現実には借り入れが困難である。貯蓄目的に占める住宅資金のウェイトの低下（図表7下）についても、住宅ストック充足化に伴う頭金目的の減少の表れという可能性もあり、必ずしも借り入れの容易化によるものだけではないと考えられる。また、家計の実感としては、所得（予算）制約と流動性制約の区別がなされず、ひとまとめに資金制約として受け取られることが多い。なお、小川（1985）他で、わが国の住宅投資における流動性制約の存在を指摘する実証分析がみられるが、金融自由化や金融機関のリテール（個人や中小企業）重視経営の進展から、家計の住宅資金調達を巡る環境はかなり変わってきており、同様な実証分析の結果は今後異なり得るとみられる。

（注5） これは、あくまで「首都圏」で新規に売りに出されたマンションの坪平均単価を基にした試算であり、場所を含む属性の変化は一切考慮されていない。近年、地価の下落に伴って、マンションの都心への回帰、すなわち、相対的に地価が高い場所でのマンションの供給が増加していることを勘案すると、同一物件での値下がり幅はこの試算よりも大きいと推測される。

て住宅投資が相対的に有利かどうかという要素も考慮されると考えられる。この点、住宅投資デフレーターと消費デフレーターとの関係をみると（図表8下）、最近は、いずれかに大きく割高、割安に振れている状況ではない。

（住宅ストック）

住宅投資動向をみる上では、住宅ストックの水準も重要である。ここで言うストックとは、単なる戸数ではなく、質をも勘案した金額ベースである。こうした住宅ストックの水準を評価する上での一つの目安としては、住宅ストックの可処分所得に対する比率（以下、K Y比率と呼ぶ）がある。K Y比率の70年代以降の推移をみると（図表9上）、住宅ストック充足化の過程が続いていたとみられる70年代は、同比率が一本調子に上昇しているが、「数」としての住宅ストックの充足化が概ね完了したとみられる80年代以降、K Y比率は75～80%という比較的狭い範囲内で、周期的に推移しており、所得との関係でみたある一定の値を挟んで住宅投資が変動するという、いわゆるストック調整メカニズムが働き始めたと考えられる。そこで80年以降の住宅ストックとフロー（住宅投資）の関係をやや仔細にみると（図表9下）、住宅ストックの伸びが高まると住宅投資が手控ええられるというメカニズムが概ね働いていることがわかる（注6）。

（人口構成）

長期的な住宅投資のトレンドを考える上で、人口要因が重要であることは言うまでもない。とくに住宅の必要戸数は基本的には世帯数によって決まると考えられる。5年区切りで年平均世帯増加数の推移をみると（図表10上）、戦後ベビーブーム世代が独立する60年代後半から70年代前半にかけては、年平均90万世帯弱と、足許（95～96年平均）58万世帯の約1.5倍以上の規模となっており、当時、住宅ストック充足の必要性から、前述のように住宅投資は一貫してGDPを上回る高い伸びとなった。また、住宅投資額を考える場合には、単なる世帯数だけではなく、人口の年齢構成もポイントとなる。貯蓄広報中央委員会の「貯蓄と消費に関する世論調査」により世代別の持家所有比率をみると（図表10中）、20歳代の11%から50歳代の80%へと、この間に69%ポイントも上昇している。このように、家族構成や所得環境から住宅サービス水準向上の要求が高まる30歳代や40歳代が相対的に増加することは、一戸当りの住宅投資金額を高める方向に作用すると考えられる。この点、わが国の人口構成の変化をみると（図表10下）、30～49歳の人口比率は、80年代後半以降足許にかけて、趨勢的に減少してきており、総世帯数の伸び悩みと合わせ、人口要因が住宅投資を支える力がやや弱まってきているとみられる。

（注6）K Y比率をみるということは、ミクロ的には、個々の家計が自らの所得水準に照らして相応しいレベルの住宅ストックを持とうとすると考えることである。この場合、「過小」なストック状態とは、所得水準の向上や長期間居住することによる住宅の減耗によって、現在享受している住宅サービスの水準が、自らの所得水準に照らして不十分と考えるようになったケースである。一方、「過剰」なストック状態とは、例えば、所得の伸びが住宅購入時の想定に比べかなり低くなった結果、減耗分を考慮したとしても、現在享受している住宅サービスが、所得対比でみて過剰と考えるようになったケースである。

(貸家、分譲住宅における供給サイドの要因)

住宅投資は、基本的に家計サイドの住宅サービスに対する需要によって決まると考えられるが、貸家や分譲住宅の場合、地主やデベロッパー等供給サイドの要因も影響する。例えば、90年代入り後、土地対策の一環として生産緑地法等が改正され、生産緑地の指定を受けない市街化区域内農地に対する宅地並み課税が導入されたことに伴って、大都市圏を中心に貸家建設が一時的に増加した。また、最近では、金融機関の貸出態度慎重化が、デベロッパーの分譲住宅や賃貸住宅建設に対し、何がしか抑制的に働いていると考えられる。

(「持家取得能力指数」の問題点)

以上の検討を踏まえ、改めて前記の「持家取得能力指数」について考えてみると、同指数は、もっぱら新規取得者にとっての現時点における資金調達面からの制約度合を表すものであり、このフレームワークの中には、住宅ストックや先行きの所得環境に関する要因が含まれていない。こうした要因が含まれていないことにより、そもそも新規取得のニーズがどの程度あるのかわからず、とくに現在のように、雇用等の先行きに対する不透明感が強い状況の下では、住宅投資の動向をみる上で必ずしも適当でないと見えよう。

4. 住宅投資関数の推計

住宅投資を規定する諸要因に関する以上の検討を踏まえ、本章では、新たな住宅投資関数を推計し、最近の住宅投資低迷の主因について探ってみたい。

(住宅投資関数の考え方)

住宅投資関数を推計するに先立って、あらかじめ住宅投資の理論的枠組みを簡単に整理する。家計にとって住宅に投資するとは、住宅ストックをある時点で購入することにより、以降継続的に住宅サービスを享受することを意味する。したがって家計は、将来に亘る所得や住宅投資にかかるコスト等を勘案しながら、購入のタイミングや金額を決定すると考えられ、いわゆる「恒常所得・ライフサイクル仮説^(注7)」が比較的成立しやすい分野であると言えよう。また、前章でみたように、既存の住宅ストックが新規の住宅投資にも影響を与えると考えられる。以上の点を踏まえ、住宅投資関数の推計に当たっては、「恒常所得」が重要な決定要素となって決定される最適ストック水準^(注8)と、前期のストック水準との乖離を埋めるように、今期の住宅投資がなされるという、「ストック調整原理」のメカニズムを基本型とする。これに、住宅投資のコストすなわち「実質金利要因」や、「人口構成要因」を追加する。ストック調整原理が働く、すなわち同一の期において最適なストック水準

(注7) 恒常所得とは、人々が将来に亘って実現すると考える所得のことである。家計は、恒常所得に基づいて消費水準を決定し、所得の一時的な変動に直面すると、貯蓄や借入れを通じて消費水準を調整するというのが、恒常所得仮説である。一方、ライフサイクル仮説とは、人生の消費局面の中で、高所得局面（例えば壮年期）から低所得局面（例えば引退期）への資源移転手段として、貯蓄や借入れの役割を重視する仮説を指す。

(注8) 住宅投資において恒常所得が重要な要素となるであろうことは、直感的にわかるが、本章における時系列の住宅投資関数の推計に先立って、①消費と住宅投資に関する家計の異時点間に亘る最適化行動の分析（後掲【補論1】）、②住宅投資に関する都道府県別のパネル分析（後掲【補論2】）を行うことによって、この点を確認した。

と現実のストック水準が一致しないのは、一般の消費財・サービスへの支出と異なり、住宅購入の場合、物件探しや資金調達等にかかる調整コストが大きいためである。

なお、ここでは持家を想定したモデルを基本型としているが、賃料（レント）を通じて持家と貸家の市場における裁定が働くと考えれば、これによりマクロ的な住宅投資関数を推計したことになる。

（住宅投資関数の構築）

以下では、具体的に、住宅投資関数を構築していく。まず、今期末の住宅ストックを K_t とすれば、ストック調整原理に基づく住宅ストック需要関数は、

$$K_t - K_{t-1} = \eta (K^* - K_{t-1}) \quad (1)$$

K^* ：最適な住宅ストック水準

η ：調整コスト（ $0 \leq \eta \leq 1$ ）

と定式化できる。次に、家計の最適な住宅ストック水準 K^* が、前期末の非人的資産（ NHW_{t-1} ）と今期の人的資産（ HW_t ）の総和である総資産（＝いわゆる恒常所得を体化したもの）の増加関数で表わされるとすると、

$$K^* = k_0 + k_1 (NHW_{t-1} + HW_t), k_1 > 0 \quad (2)$$

となる。ここで非人的資産は、国民所得統計上の家計部門の正味資産（再生産不可能有形資産等＋金融資産－負債）を用いる。これは、時価ベースで表わされており、再生産不可能有形資産等のうち大半は住宅・土地ストックである。一方、人的資産とは、ある個人が今期以降獲得する所得の割引現在価値のことである（人的資産の具体的な作成方法については、後掲【BOX】

を参照）。さらに、(2) 式を (1) 式に代入し、住宅ストックの恒等式

$$K_t = (1 - \delta) K_{t-1} + HI_t \quad (3)$$

δ ：住宅ストックの減耗率

HI_t ：実質民間住宅投資

を考慮すると、ストック調整原理に基づく家計の住宅投資関数の基本型は、

$$HI_t = k_0 \eta + k_1 \eta (NHW_{t-1} + HW_t) - (\eta - \delta) K_{t-1} \quad (4)$$

と定式化することができる。(4) 式の符号条件を確認すると、住宅投資に対して、恒常所得がプラスに、前期の住宅ストックは、 $(\eta - \delta)$ がマイナス、すなわち、よほど調整速度が遅いかあるいは住宅ストックの減耗率が大きくない限りマイナスに、それぞれ作用することとなる。

さらに、(4) 式に対して、前節で述べたように、実質金利要因や人口要因（30～49歳の人口構成比）を加えた。実質金利には、住宅投資と消費の相対価格の要素も入れ、（貸出約定平均金利＋住宅ストックの減耗率－住宅価格上昇率（注9））×（住宅投資デフレーター／消費デフレーター）とした。その結果、推計式は以下のようになる。

$$HI_t = b_0 + b_1 (NHW_{t-1} + HW_t) + b_2 K_{t-1} + b_3 R_t + b_4 POP3049_t + b_5 DUMMY + u_t \quad (5)$$

HI_t ：実質民間住宅投資（千人当り）

NHW_t ：実質非人的資産（千人当り）

HW_t ：実質人的資産（千人当り）

K_t ：実質住宅ストック（千人当り）

R_t ：実質金利

$POP3049_t$ ：30～49歳の人口構成比率

$DUMMY$ ：1973～74年に対するダミー変数

（注9）用地取得は含まれないGDP上の住宅投資の推計であることもあり、住宅価格の代理変数として住宅投資デフレーターを用いた。

【BOX】

人的資産の計測方法

人的資産 (HW_t) は、将来に亘る実質可処分所得 (YD_t) の割引現在価値の総和であると仮定し、 μ を時間選好率とすると、

$$HW_t = \sum_{i=0}^{\infty} \frac{1}{(1+\mu)^i} E_t YD_{t+i} \quad (B1)$$

と書くことができる。さらに、階差形を用いると、

$$HW_t = (1 + \frac{1}{\mu}) (YD_t + Z_t) \quad (B2)$$

$$\text{ただし、} Z_t = \sum_{i=1}^{\infty} \frac{1}{(1+\mu)^i} E_t (YD_{t+i} - YD_{t+i-1})$$

と書き直すことができる。ここで、実質可処分所得について、

$$\Delta YD_t = C_0 + C_1 \Delta YD_{t-1} + \varepsilon_t \quad (B3)$$

という確率過程 (AIC、SBIC 基準により、1 次の自己回帰過程を選択した) を仮定すると、(B2) 式における Z_t は、

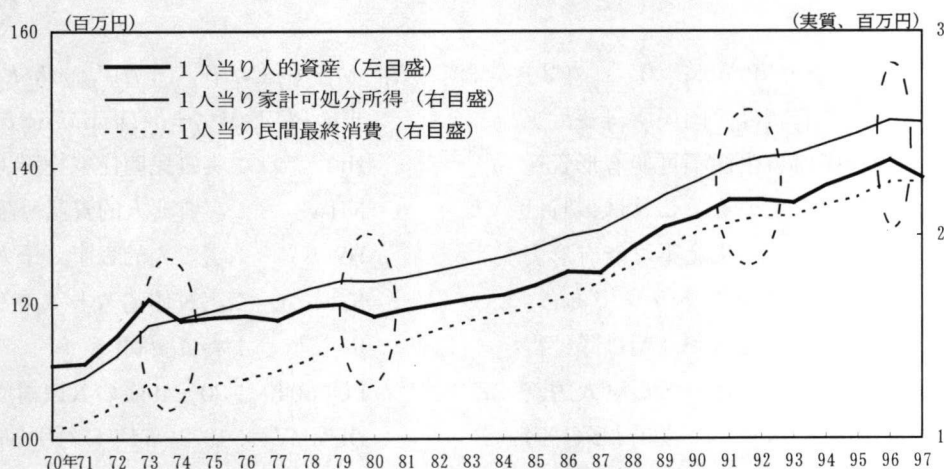
$$Z_t = \frac{1}{1+\mu-C_1} \left[\left(1 + \frac{1}{\mu} \right) C_0 + C_1 \Delta YD_t \right] \quad (B4)$$

のように変形することができ、後ろ向き (backward) に解くことができる。つまり、 μ と (B3) 式における c_0 と c_1 がわかれば、(B2) 式の人的資産が計算できることになる。結局、これは、家計の将来所得の予想において、適合的期待のメカニズムを採用することを意味する。

実際の計算においては、時間選好率については、後掲【補論 1】の推計結果を参考に、 $\mu=0.032$ とした。また、(B3) 式の各パラメータについては、実質可処分所得の年次データ (55~96 年) を用いて推計することにより、 $c_0=3568.379$ 、 $c_1=0.508098$ とした。

こうして計算した人的資産の推移をみると、下図のとおりである。直近の 1 人当り人的資産は、約 1.4 億円となった。

人的資産の推移



(注) ・97年の家計可処分所得は、総務庁「家計調査報告」を基に当局で推計した。
・点線の楕円部分は、人的資産が大きく落ち込んだ時期を表わしている。

さらに、作成した人的資産のパフォーマンスの「もっともらしさ」を確認するために、民間最終消費の動きとの比較を行った。すなわち、一般的にわが国の家計について、Campbell and Mankiw (1991) 等の方法を用いて計測すると、半分程度の家計が恒常所得をみて行動するタイプの人であるとされている。左記図表における人的資産と民間最終消費の動きをみると、完全とはいわないまでも、おおまかには連動 (comove) しており、ここで作成した人的資産は、家計の恒常所得の代理変数 (proxy) となり得ると考えてもよいと思われる。因みに、人的資産と民間最終消費との相関係数は、0.978 (70~97年) となった。

(資料) 経済企画庁「国民所得統計」、総務庁「家計調査報告」、厚生省「推計人口」、「将来推計人口」

(関数の推計およびその評価)

推計期間は70年以降とし、年次データを用いる。また、人口増加による長期トレンドを除去するために、各資産、住宅のストックおよびフローについて、平均人口で割った千人当りの計数にしている。下記の推計結果をみると、全体としての説明力は7割強とまずまずである上、各変数の符号条件および有意性とも、概ね期待

したとおりであった。すなわち、住宅投資に対し、恒常所得 (非人的資産+人的資産: NHW+HW) と30~49歳の人口比率 (POP3049) はプラス、住宅ストック (K) と金利 (R) はマイナスに働くことが確かめられた。関数全体の推計誤差についても、概ね2標準誤差の範囲内で安定している。

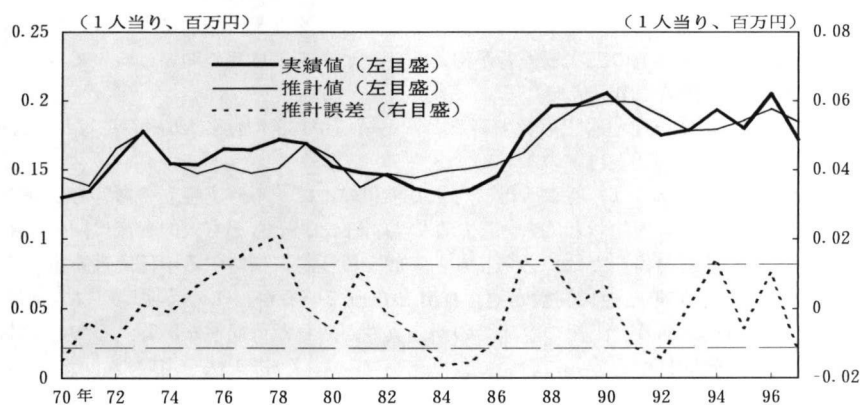
(5)式の推計結果

C	NHW+HW	K	R	POP3049	DUMMY	adjR ²	S.E.
b ₀	b ₁	b ₂	b ₃	b ₄	b ₅		D.W.
-0.361	0.003	-0.052	-0.002	0.006	-0.044	0.71	0.012
(-1.9)	(4.2)	(-2.7)	(-2.5)	(1.6)	(-2.4)		1.195

(注)

- ・推計期間：70~97年。
- ・()内はt値。S.E.は方程式の推計誤差。D.W.はダービン・ワトソン比。

住宅投資関数のフィットネス・テスト



(注) ・推計誤差=実績値-推計値。破線は、推計誤差の2標準誤差の範囲を示す。

次に、(5)式の推計結果に基づいて、90年代入り後の住宅投資の動向について要因分解を行ったのが図表11である。これをみると、96年から97年にかけては、非人的資産と人的資産の合計で表わされる恒常所得要因が急速に落ち込み、住宅投資に対し大きくマイナスに寄与していることがわかる(注10)。また、(非人的資産+人的資産)以外の要因についても、97年は、金利要因の押し上げ寄与が96年に比べ低下しているのに加え、96年に住宅ストックが積み上がった結果、ストック要因のマイナス寄与が拡大しており、いずれも97年の住宅投資減少の要因となっている(注11)。もっとも、実績値と推計値を比較すると、97年はかなりの過大推計になっている(=実績値が推計値以上に落ち込んでいる(注12))。この原因としては、消費税導入による駆け込み需要の反動減による部分が大きいと考えられるが、本関数上では必ずしも表すことのできない将来所得に対する不確実性の高まりが、住宅投資の意思決定を遅らせている面もあると考えられる(注13)。

5. おわりに

以上のように、新たに推計した住宅投資関数

によれば、97年における住宅投資の減少は、駆け込み需要の反動以外に、予想将来所得を含んだ「恒常所得」的要因が大きく影響していることが確認された。こうした分析を基にすれば、98年入り後の住宅着工の著しい落ち込みは、将来に対する家計の不安心理が一層高まる中で、恒常所得がさらに下振れていることを反映したものと考えられる。したがって、今後住宅投資の回復を展望するためには、マクロ経済政策および金融システムの立て直しに向けた諸施策を果敢に実行することによって、当面の経済情勢の悪化に歯止めをかけつつ、将来的な所得環境の改善を図っていく必要がある。こうした観点からは、公共部門の効率化を進めることや、社会保障システム改革の方向について、できるだけ早期に国民的合意を形成することなどによって、家計の間で根強い将来負担に対する不安を和らげることも重要であろう。なお、やや長い目でみた住宅投資動向は、公共政策としての住宅政策のあり方にも左右される面が小さくない。この点については、本稿の直接の分析対象ではないが、議論のポイントを後掲【補論3】に整理したので、参照されたい。

(注10) 住宅投資を考える上で、(前期末の)非人的資産と(今期の)人的資産の和である「恒常所得」の果たす役割が重要であるとの本稿の立論からすれば、非人的資産と人的資産の寄与を別々に論じるのは、必ずしも適当ではないが、96年から97年にかけての「恒常所得」の落ち込みは、もっぱら人的資産の減少によるものである。

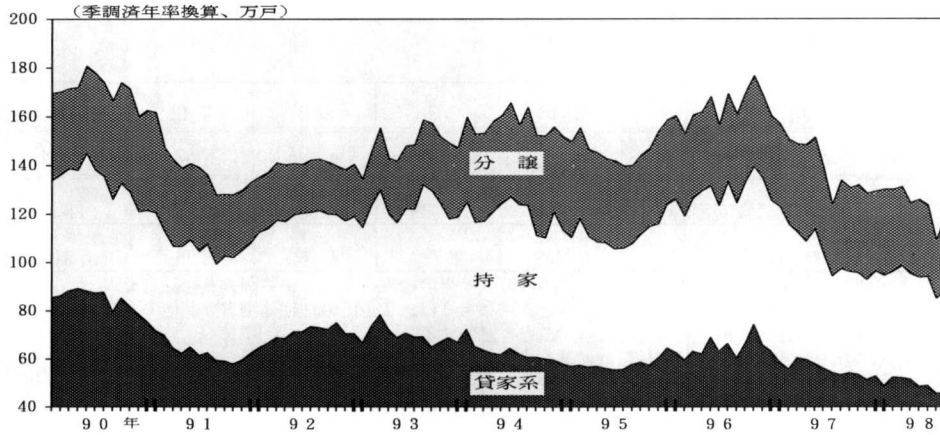
(注11) このほか、資産価格下落に伴う住宅の二次取得者が抱えるキャピタル・ロスの問題については、住宅投資関数の定式化の中では、非人的資産の中で取り込んでいる。

(注12) 因みに、97年の過大推計の程度を住宅着工戸数で測ると、実績値が138.7万戸であるのに対し推計値が148.9万戸と、約10万戸との結果が得られた(図表11下の参考)。

(注13) 本来、恒常所得仮説が成立するならば、将来所得に対する予想の中に「不確実性」の影響も反映されるはずであるが、全ての家計がこのように「合理的」とは考えられないし、また、そもそも人的資産に関する本稿の推計(実質可処分所得についての自己回帰過程)では、必ずしも、家計を覆う将来に対する不確実性を捉えきれない面がある。例えば、93年や94年には、97年と逆に関数が過小推計となっているが、この時期はバブル崩壊後の景気後退を脱し、回復局面に転じた時期であり、上記の意味での不確実性が薄れた可能性がある。なお、日本銀行調査月報98年6月号「最近の個人消費動向について」において、カールソン・パーキン法を用いた「所得リスク」の計測を行っているため、参照されたい。

(図表 1)

新設住宅着工戸数の推移

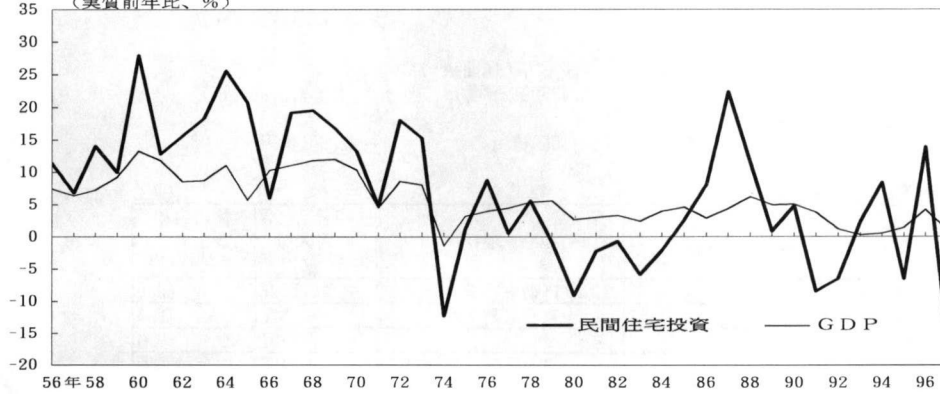


(資料) 建設省「建設統計月報」

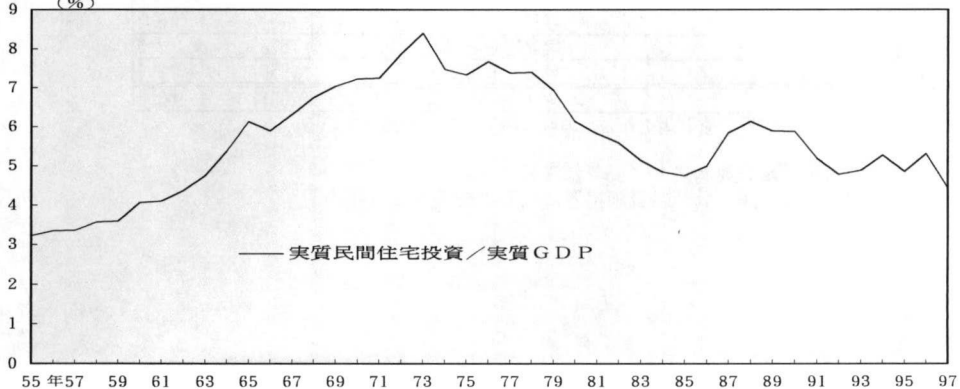
(図表 2)

民間住宅投資とGDP

1. 住宅投資とGDPの推移 (実質前年比、%)



2. 住宅投資のGDPに占める割合 (%)



(資料) 経済企画庁「国民所得統計」

(図表 3)

住宅投資の影響度

1. 住宅建築の波及効果（逆行列係数）

項目	75年	80年	85年	90年	95年
住宅建築	2.129	2.139	2.106	1.948	1.867
(参考) 民間最終消費支出	1.704	1.729	1.651	1.637	1.550
民間総固定資本形成	2.048	2.222	2.162	2.069	1.916

- (注) ・逆行列係数は、ある項目の経済全体への波及効果の程度を示し、係数が大きいほどその効果が大きい。住宅建築の例でいうと、列和=2は、1億円の住宅建築需要が他の産業部門に1億円の波及効果をもたらすことを意味する。
 ・95年の住宅建築の逆行列係数は、通産省「産業連関表・接続表」から転記した。
 ・(参考) 欄には、生産誘発係数を記載。
 ・民間総固定資本形成には、設備投資と住宅投資の両方が含まれる。

2. 住宅着工に伴う耐久財消費効果の試算（住宅金融公庫、96年度）

－太字部分が、住宅金融公庫のアンケートによる部分－

<推計根拠>

(1) 持家系

(1世帯当り耐久消費財購入額)	(住宅着工戸数)		
マイホーム新築 186.9万円	× 63.6万戸	=	11,894億円
マンション 150.6万円	× 20.0万戸	=	3,014億円
建売住宅 179.5万円	× 15.2万戸	=	2,724億円
			17,635億円 (A)

(2) 非持家系

(1平方m当り耐久消費財購入額)	(住宅着工床面積)		
14,395円	× 34,502千平方m	=	4,966億円 (B)

(3) 合計 (A+B)

17,635億円	+	4,966億円	=	22,601億円
----------	---	---------	---	----------

(内訳、上位10品目)

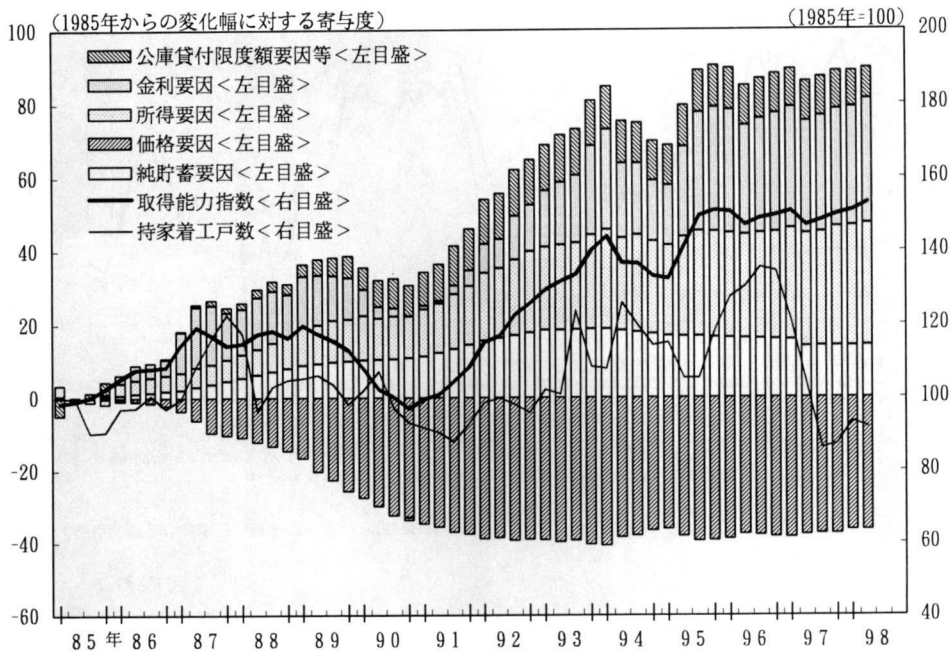
順位および品目	項目	住宅着工に伴う総購入額 (億円)	全体に占めるシェア (%)
1. 乗用車(新車)	自動車等購入	5196	23.0
2. ルームエアコン	家庭用耐久財	2028	9.0
3. 門・へい(垣根)	n. a.	1791	7.9
4. カーテン	室内装備・装飾品	1467	6.5
5. 乗用車(中古)	自動車等購入	1101	4.9
6. 照明器具	室内装備・装飾品	763	3.4
7. 応接セット	家庭用耐久財	731	3.2
8. ベッド・ソファ・ベッド	寝具類	731	3.2
9. 食堂セット	家庭用耐久財	676	3.0
10. カラーテレビ	教養娯楽用耐久財	656	2.9
	耐久財消費効果計	22601	100.0

(注) ・項目は、総務庁「家計調査報告」の収支項目分類に準拠している。

(資料) 総務庁「産業連関表」(95年は速報)、
住宅金融公庫「公庫融資利用者に係る消費実態調査報告」

(図表4)

持家取得能力指数



- (注) ・持家取得能力指数＝住宅取得資金調達可能額／住宅価格
 ・家計可処分所得の97/2Q以降の計数は、総務庁「家計調査報告」等を基に当局で試算。
 (a) 資金調達可能額＝勤労者世帯前期末純貯蓄＋個人住宅建設公庫融資限度額＜特別加算額を含む＞
 ＋民間住宅ローン借入可能額

$$(\text{民間住宅ローン借入可能額}) = (\text{民間住宅ローン年間返済可能額}) \div \frac{i \cdot (1+i)^n}{(1+i)^n - 1}$$

$$(\text{民間住宅ローン年間返済可能額}) = (\text{年間可処分所得}) \times 0.25 - (\text{公庫融資限度額}) \times \frac{r \cdot (1+r)^n}{(1+r)^n - 1}$$

i：民間住宅ローン金利、r：公庫金利、n：返済期間（ここでは30年間と想定）

勤労者世帯は可処分所得の25%までを住宅ローンの返済に充てることができるかと仮定する。借入に際しては、まず住宅金融公庫から借入れることとし、融資限度額一杯借りても返済額が可処分所得の25%を下回る場合は、その余裕の範囲内で返済可能な額だけ民間住宅ローンを借入れると考える。

(b) 住宅価格＝住宅地価＋建設工事費

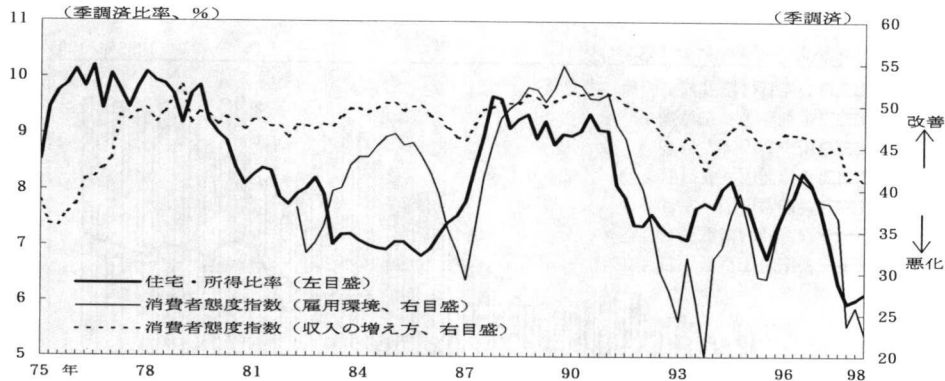
住宅地価：88/2Q時点での全国平均住宅地価（109千円/㎡＜国土庁「都道府県地価調査」＞）をもとに、88/2Q時点で公庫に申し込まれた平均的な広さの宅地（平均住宅面積131.4㎡＜住宅金融公庫「利用者調査報告」＞から容積率を50%と仮定し、平均宅地面積を推計）の価格を算出。以後、市街地価格指数（全国）の前期比を乗じて推計。

建設工事費：88/2Q時点での一戸当たりの建設工事費（1,752.3万円＜住宅金融公庫「利用者調査報告」＞）をもとに、それ以降については建設工事費デフレータの前期比を乗じて算出。

(資料) 建設省「建設統計月報」、総務庁「貯蓄動向調査報告」、経済企画庁「国民所得統計」

(図表5)

住宅投資の可処分所得に対する割合

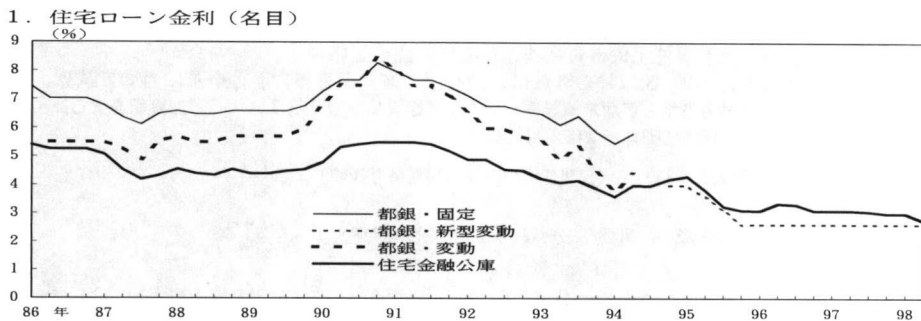


（注）・住宅・所得比率＝民間住宅投資／家計可処分所得。
・家計可処分所得の97/2Q以降の計数は、総務庁「家計調査報告」等を基に当局で試算。
・消費者態度指数とは、全国一般世帯のうち単身世帯、外国人世帯を除く約5,000世帯に対し、調査時点と比較した半年後の「収入の増え方」、「物価の上がり方」、「耐久消費財の買い時」、「雇用環境」、「暮らし向き」について、「良くなる」、「やや良くなる」、「変わらない」、「やや悪くなる」、「悪くなる」の5段階評価を求め、各項目のDIを作成、これを単純平均したもの。年4回（3、6、9、12月）実施。

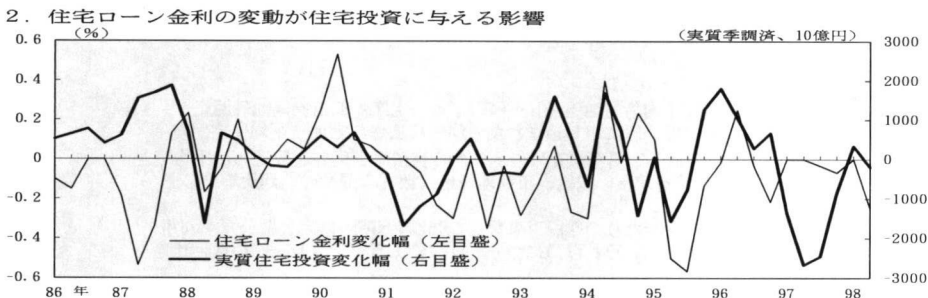
（資料）経済企画庁「国民所得統計」、「消費動向調査」、総務庁「家計調査報告」

(図表6)

住宅ローン金利と住宅投資の動向



（注）・なお、80～85年については、住宅金融公庫のローン金利は5.5％で一定であった。



（注）・住宅ローン金利は、住宅金融公庫の金利。

（参考）時差相関係数

	金利変化幅(0)	金利変化幅(-1)	金利変化幅(-2)	金利変化幅(-3)	金利変化幅(-4)
住宅投資変化幅	0.17	-0.21	-0.42	-0.12	-0.17

（注）・計測期間：86/1～98/2Q。

（資料）日本銀行「経済統計月報」、経済企画庁「国民所得統計」

(図表7)

住宅購入にかかる流動性制約

1. 金融機関の住宅ローンに対する取組み姿勢

(%, 社)			
公表年度	増大させる	現状維持	回答数
83	68.9	29.2	747
85	73.7	16.6	844
87	78.3	12.0	880
88	80.7	12.3	888
89	83.1	11.9	893
90	80.1	14.0	890

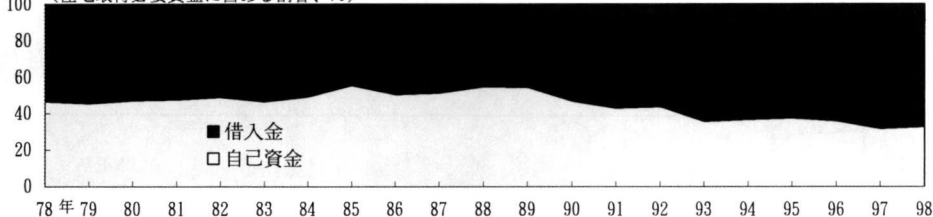
(参考) (%, 社)			
公表年度	増大させる	現状維持	回答数
97	85.7	10.9	349

(注) ・都長信、地銀・地銀2、信金、信組、労金、農林系、生・損保計。
 ・92年度より質問形式等が異なっているため、97年度調査は参考として掲載。

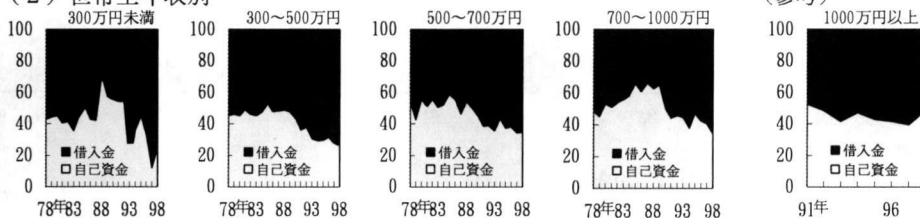
2. 住宅取得必要資金の調達内訳

(1) 全体

(住宅取得必要資金に占める割合、%)

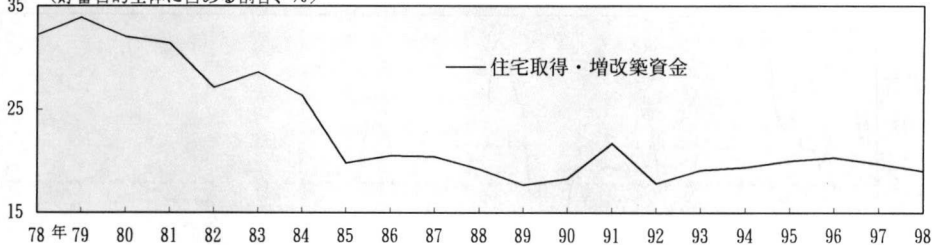


(2) 世帯主年収別



3. 貯蓄目的に占める住宅取得・増改築資金の割合

(貯蓄目的全体に占める割合、%)

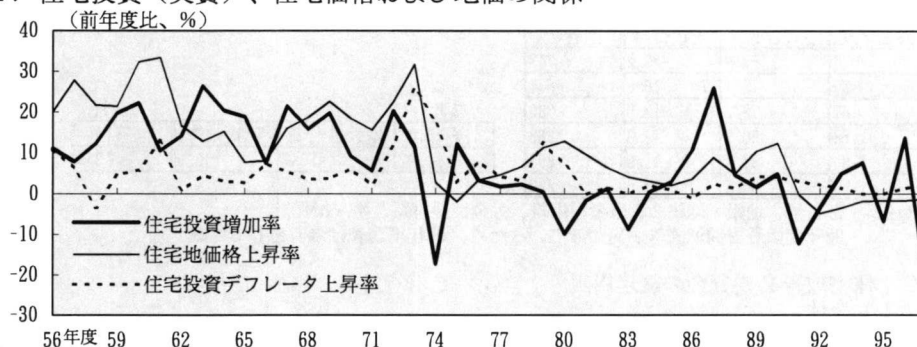


(資料) 住宅金融公庫「住宅金融動向調査」、
 貯蓄広報中央委員会「貯蓄と消費に関する世論調査」

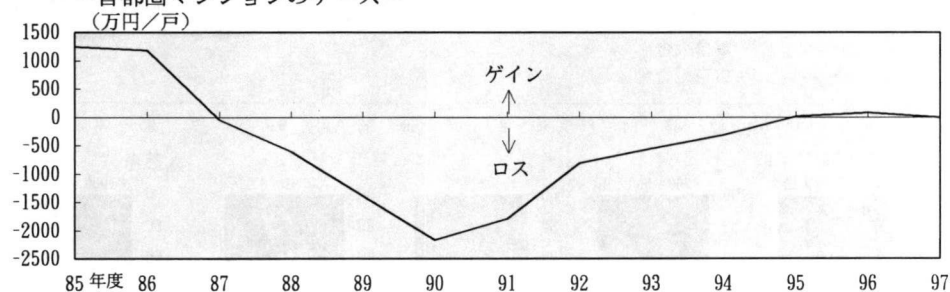
(図表8)

住宅投資、住宅価格および地価等の推移

1. 住宅投資（実質）、住宅価格および地価の関係



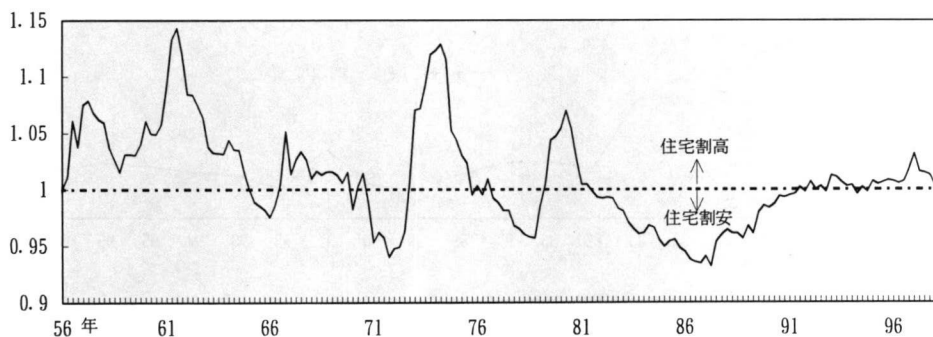
2. 97年度時点における購入時期別キャピタル・ロス（ゲイン）の試算 — 首都圏マンションのケース —



(導出方法)

- ・ 仮定：首都圏マンションの平均床面積 = 20坪。
- ・ 各年度のキャピタル・ロス（ゲイン）
= 97年度の首都圏マンション坪単価 × 20 - 各年度の首都圏マンション坪単価 × 20。

3. 相対価格



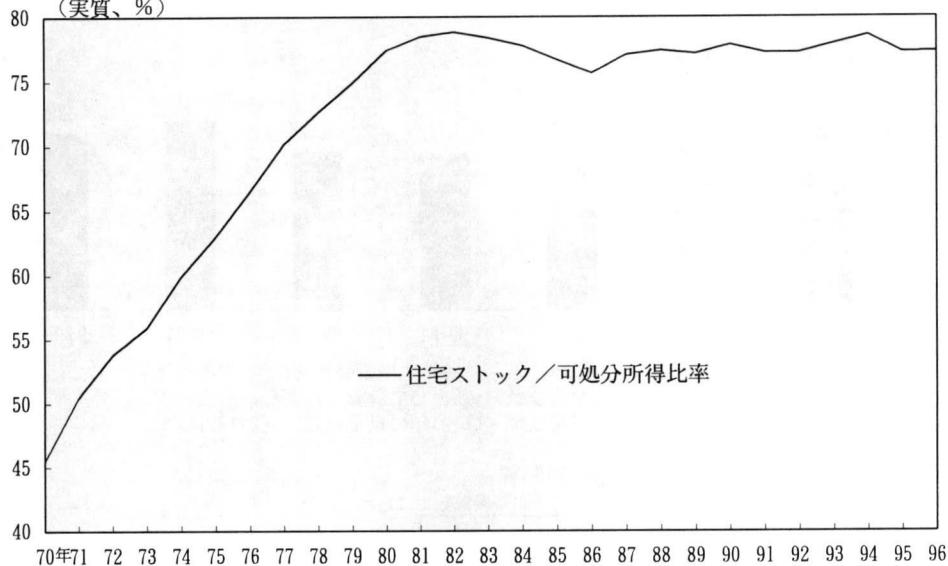
(注) ・ 相対価格 = 住宅投資デフレータ / 最終消費デフレータ

(資料) 経済企画庁「国民所得統計」、不動産経済研究所「不動産経済調査月報」、
日本不動産研究所「市街地価格指数」

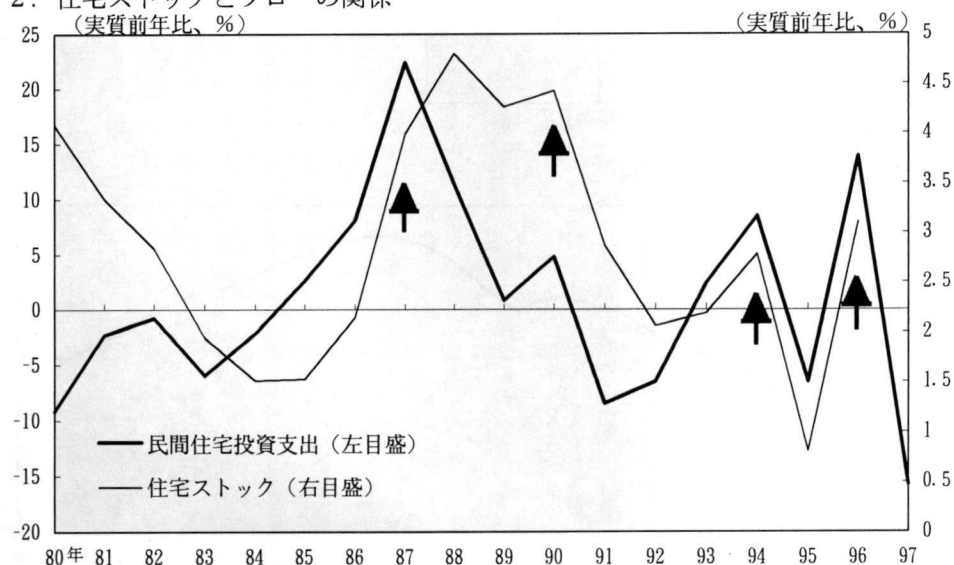
(図表 9)

住宅ストックの動向

1. 住宅ストック／可処分所得比率の推移 (実質、%)



2. 住宅ストックとフローの関係 (実質前年比、%)



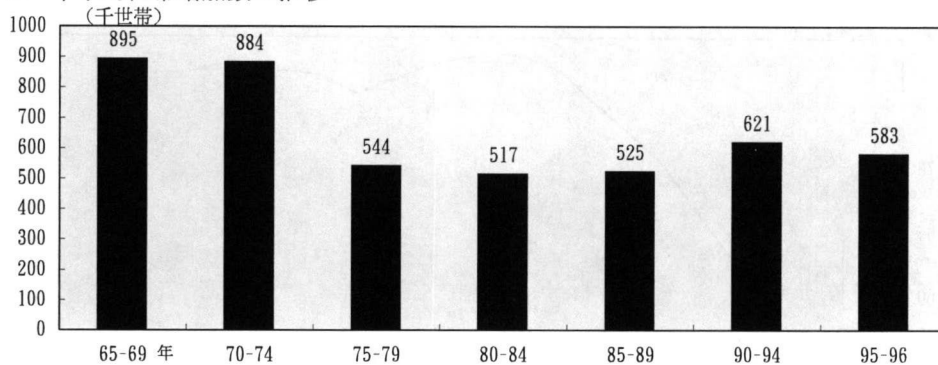
(注) ・両者の先行関係をテストすると、住宅ストック→民間住宅投資という因果関係は、1%の有意水準で支持される。一方、逆の関係については、1%の有意水準では棄却された。
・矢印は、住宅ストックが積み上がっている時期を指す(80年代後半以降)。

(資料) 経済企画庁「国民所得統計」

(図表10)

人口要因と住宅投資

1. 年平均世帯増加数の推移



(注) ・各年代における平均世帯増加数は、例えば各年代の最終年をt年とすると、
 $(t\text{年の世帯総数} - (t-5)\text{年の世帯総数}) / 5$ として計算。ただし、直近の
 95-96年については、 $(t\text{年の世帯総数} - (t-2)\text{年の世帯総数}) / 2$ で計算。

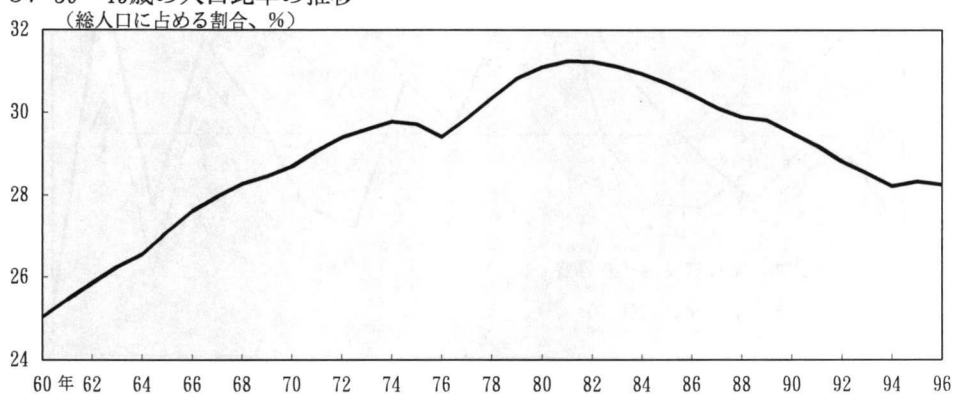
2. 世帯主の年齢と持家所有比率の関係

(各世帯主の年齢総数毎に占める割合、%)

世帯主 の年齢	持家所有比率
20歳代	11.3
30歳代	37.1
40歳代	67.2
50歳代	80.2
60歳代	84.9
70歳以上	84.3

(注) ・平成9年調査の計数。

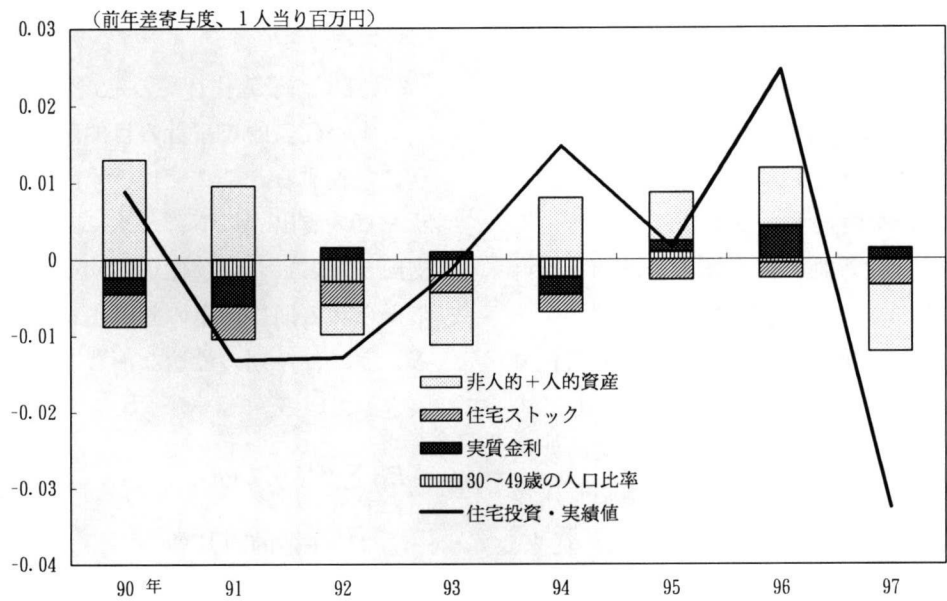
3. 30～49歳の人口比率の推移



(資料) 自治省「住民基本台帳人口要覧」、
 貯蓄広報中央委員会「貯蓄と消費に関する世論調査」、厚生省「推計人口」

(図表 1 1)

住宅関数の要因分解



(参考) 足許の推計結果に対する評価－上記推計値を住宅着工戸数ベースに換算－
(万戸)

	96	97
実績値 (a)	164.3	138.7
推計値 (b)	156.0	148.9
a－b	8.3	-10.2

(注) ・毎年の住宅投資と住宅着工戸数が1対1で対応していると考え、推計値を着工戸数ベースに換算した。

(上記 (b) の計算方法)
< t年の住宅投資 > : < t年の住宅着工戸数 > = < t年の住宅投資推計値 > : < 上記 (b) >
・ 96年 : 164.3万戸 × 24.5兆円 / 25.8兆円 = 156.0万戸
・ 97年 : 138.7万戸 × 23.3兆円 / 21.7兆円 = 148.9万戸

(資料) 経済企画庁「国民所得統計」、平成10年度・年次経済報告、建設省「建設統計月報」、厚生省「推計人口」、将来推計人口

【補論 1】住宅投資における恒常所得的要素の検証（1） —異時点間の最適化問題—

（問題意識）

本論の目的は、一般的な消費支出に住宅投資を加え、家計行動に関する理論的枠組みを構築し、実際に、家計がその枠組みに従って行動しているかどうかを検証することである。

動学的な最適化行動に従えば、合理的な家計は、異時点間に亘る資金制約の下で、消費によって得られる期待効用の割引現在価値を最大化するように、今期の最適な消費（その結果としての貯蓄）を決定する。同時に、これは将来の要因をも勘案するという意味で、いわゆる恒常所得仮説に則った行動をしていることになる。従来、こうした家計行動に関する分析では、もっぱら非耐久財・サービス支出を効用の対象とすることが多かった。しかし、家計にとっては、住宅を購入することによって得られるサービス・フローも、自らの効用を規定する重要な要素であると考えられる。このため、本論では、非耐久財・サービス支出に加えて、住宅ストックから受けるサービス・フローから得られる効用を考慮した家計の異時点間の最適化行動が、過去のデータからみて統計的に支持されるかどうかを検証する。仮に、こうした最適化行動が支持される結果になれば、非耐久財・サービス支出のみを

用いた場合、最適化行動が満たされない可能性が大きいとするこれまでの研究結果と併せ、家計の住宅投資行動については、恒常所得的要素が重要とのインプリケーションが得られよう（注1）。

（異時点間の最適化行動の定式化）

まず、代表的な家計の目的関数を、以下のよう
に定義する。ここでは、家計は、非耐久財・
サービス支出（以下、とくに断らない限り消費
支出と呼ぶ）および住宅のサービス・フローか
ら得られる期待効用の割引現在価値を最大化す
るように、今期の最適な消費と住宅投資の量を
決定している。

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t U(C_t, \theta K_t) \quad (1)$$

β ：主観的割引率

C_t ：消費支出（非耐久財・サービス支出、
実質季調済、1人当り）

K_t ：期首の住宅ストック（実質季調済、1人
当り）

θ ：住宅ストックから住宅サービス・フロー
への変換係数

ただし、家計にとって、こうした異時点間の
最適化は、無条件に行うことはできず、以下の
ような異時点間に亘る予算制約式を考える必要
がある。この際、住宅取得に関しては、その物
件の事前調査等にコスト（カネ、時間等）がか
かるため、調整費用を考慮した（注2）。

（注1）従来、非耐久財・サービス支出がもっぱら分析対象とされた理由は、こうした財への支出によって受ける便益は、財の性質上「貯える」ことができないため、これが同時に消費となり、支出と消費の間にタイム・ラグが生じないことによるものである。こうした家計行動の分析は、80年代前半の米国において盛んに行われ、日本においても、代表的なものとして福田（1993）、羽森（1996）等がある。しかし、本論のように、住宅購入（あるいは耐久消費財購入）から得られるサービス・フローという要素を明確に取り扱っていないことなどもあって、家計行動に関して恒常所得仮説が強く支持されるという結果は、ほとんど得られていない。

（注2）こうした調整費用の定式化については、Bernanke（1985）等を参照されたい。

$$Y_t + R_t W_t = p_t C_t + p_{Ht} \phi(HI_t) + (W_{t+1} - W_t) \quad (2)$$

Y_t : 税引後賃金所得 (名目季調済、1人当り)

W_t : 期首の純金融資産残高 (名目季調済、1人当り)

R_t : 資産収益率 (名目、上場国債最終利回り (注3))

P_t : 非耐久財・サービス価格

P_{Ht} : 住宅価格

HI_t : 実質住宅投資支出 (実質季調済、1人当り)

$\phi(HI_t)$: 住宅投資支出の調整費用関数
($\phi' > 0, \phi'' \geq 0$)

さらに、定義式として、

$$K_{t+1} = K_t (1 - \delta) + HI_t \quad (3)$$

δ : 住宅ストック減耗率

という関係を考慮し、(2)、(3) 式の制約の下で、(1) 式の期待効用の割引現在価値を最大化するというのが、この家計の最適化行動である。これを、ラグランジュ乗数法により解き、最適化の結果である一階の条件 (オイラー方程式) を導くと、

$$\frac{1}{p_t} \cdot \frac{\partial U}{\partial C_t} = \beta E_t \left[\frac{(1 + R_{t+1})}{p_{t+1}} \cdot \frac{\partial U}{\partial C_{t+1}} \right] \quad (4)$$

$$\begin{aligned} \frac{1}{p_t} \cdot \frac{\partial U}{\partial C_t} = & \beta E_t \left[\frac{\theta}{p_{Ht} \phi'(HI_t)} \cdot \frac{\partial U}{\partial (\theta K_{t+1})} \right. \\ & \left. + (1 - \delta) \frac{\phi'(HI_{t+1})}{p_{Ht} \phi'(HI_t)} \cdot \frac{p_{Ht+1}}{p_{t+1}} \cdot \frac{\partial U}{\partial C_{t+1}} \right] \quad (5) \end{aligned}$$

という関係が得られる。

(効用関数、住宅調整費用関数の特定化)

(4)、(5) 式について、これらを推計可能な形に変形するため、家計の効用関数を $U(C_t, \theta K_t) = AC_t^{\gamma_1} (\theta K_t)^{\gamma_2}$ (加法分離不可能型 (注4)) に、さらに、住宅調整費用関数を $\phi(HI_t) = B(HI_t)^\eta$, $B \geq 1, \eta \geq 1$ と特定化し、これらを各々 (4)、(5) 式に代入し、整理し直すと、

$$E_t \left[1 - \beta \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\gamma_1 - 1} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} \right)^{\gamma_2} \frac{p_t (1 + R_{t+1})}{p_{t+1}} \right] = 0 \quad (6)$$

$$\begin{aligned} E_t \left[1 - \beta \left\{ \phi \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\gamma_1} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} \right)^{\gamma_2 - 1} \left(\frac{p_t C_t}{p_{Ht} K_t} \right) (HI_t)^{1 - \eta} \right. \right. \\ \left. \left. - (1 - \delta) \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{\gamma_1 - 1} \left(\frac{K_{t+1}}{K_t} \right)^{\gamma_2} \left(\frac{HI_{t+1}}{HI_t} \right)^{\eta - 1} \right. \right. \\ \left. \left. \frac{p_{Ht+1} p_t}{p_{Ht} p_{t+1}} \right\} \right] = 0 \quad (7) \end{aligned}$$

となる (注5)。ただし、

$$\phi = \frac{\gamma_2}{\gamma_1 \eta B}, \quad 0 < \gamma_1, \gamma_2 < 1, \quad \gamma_1 + \gamma_2 < 1。$$

(注3) 資産収益率については、ストックとして純金融資産全体を考えている以上、各資産毎の収益率をとる必要があるが、ここでは大まかなイメージ (恒常所得仮説が成立しているか否か) を把握することを目的としているので、債券利回りで全体の平均利回りを表わすこととした。

(注4) 通常のこうした分析では、簡単化のため、効用関数の要素が互いに独立であるという加法分離可能なタイプの効用関数を定義することが多いが (Mankiw (1985))、ここでは、異時点間の消費選択を考える場合、消費支出と住宅投資の独立性はやや強い仮定であると判断して、より一般的なStone-Gearyタイプの加法分離不可能型の効用関数を選択した。

(注5) この (6)、(7) 式を連立的に解くと、消費成長率を消去することができるため、本文中の住宅投資関数のような誘導型に結び付けることが可能である。

(推計結果およびその評価)

最後に、(6)、(7) 式について、実際のデータを用いて推計するが、この際、推計すべき式の中に期待項が入っているため、通常、最小二乗法で解くことはできない。そこで、Hansen (1982) による GMM (Generalized Method of Moments) を用いることとし (注6)、さらに、両式は、同一の家計についての問題であるため、パラメータである β 、 γ_1 、 γ_2 が、(6)、(7) 式において共通であるとの制約を付加した (注7)。

下記の推計結果をみると、まず、パラメータの符号条件、有意性等は概ね満足されている。次に、パラメータのスケールについても、主観的割引率 (β) は、不確実性が存在しない下では、理論上「1 一期中の実質金利 / 4 (四半期モデルの場合)」と一致することになるが、下記

の結果をみる限り、総じてみれば、極端に違和感を覚える水準ではないと言える。また、一般的な危険回避的な家計行動を表わす効用関数の限界効用逓減性 ($0 < \gamma_1, \gamma_2 < 1$ 、 $\gamma_1 + \gamma_2 < 1$) や、物件価格に比例的な住宅の調整費用の存在 ($B > 1$ 、 $\eta \div 1$) も概ね成立しており、効用関数および住宅の調整費用関数の定式化が総じて正しく行われていることが確認された。最後に、こうしたパラメータの条件がクリアされる中において、家計の異時点間の最適化行動の解であるオイラー方程式 ((6)、(7) 式) についても、 χ^2 値にかかる p 値から判断して、その正当性を棄却することができない (つまり、合理的かつ恒常所得仮説に依拠して行動している) という結果が得られた。

(6)、(7) 式の推計結果

操作変数	β	γ_1	γ_2	η	B	凹性	χ^2 値/p 値
I <df=11>	0.993 (784.8)	0.764 (4.00)	0.117 (2.71)	1.042 (32.25)	1.516 (9.10)	○	10.113 0.520
II <df=25>	0.995 (1299.2)	0.621 (7.76)	0.006 (0.26)	1.158 (61.61)	0.117 (0.61)	○ (有意性×)	17.027 0.881
III <df=39>	0.992 (2306.8)	0.692 (19.56)	0.135 (11.97)	1.091 (105.71)	2.022 (22.66)	○	17.791 0.999

(注)

- ・推計期間：70/2～96/4Q。
- ・<>内：自由度。()内：漸近的 t 値。
- ・ η ：住宅取得にかかる調整費用を表わすパラメータ。
- ・凹性とは、効用関数が concave (限界効用逓減) であるかどうかということ。
- ・ここでの χ^2 値は、推計式の正当性を調べるための統計量 (この p 値が 1 に近いほど、推計式が 100% に近い確率で正しく定式化されていることを示す)。

(注6) GMMの数学的な内容等については、Hansen (1982)、羽森 (1996) 等を参照されたい。GMMは、こうした期待値を含んだ式を直接推計できる、推計の際に取り扱いが微妙である誤差項の構造に何ら先験的な仮定を置く必要がない等のメリットを持つ反面、説明変数が定常性を満たしていなければならない、サンプルが少ない場合においてはかなりの推計バイアスがかかるといった問題等を有している。

(注7) GMMの推計に用いた変数については、単位根検定により、定常性は概ね確保されている。

＜操作変数リスト＞

- ・Ⅰ：定数項、DC(-1)、DK(-1)、DH(-1)、HI(-1)、DP(-1)、PCK(-1)、ROUNSI(-1)
- ・Ⅱ：定数項、DC(-1~-2)、DK(-1~-2)、DH(-1~-2)、HI(-1~-2)、DP(-1~-2)、PCK(-1~-2)、ROUNSI(-1~-2)
- ・Ⅲ：定数項、DC(-1~-3)、DK(-1~-3)、DH(-1~-3)、HI(-1~-3)、DP(-1~-3)、PCK(-1~-3)、ROUNSI(-1~-3)

＜参考＞

$$DC = \frac{C_{t+1}}{C_t}, DK = \frac{K_{t+1}}{K_t}, DH = \frac{HI_{t+1}}{HI_t}, DP = \frac{PH_{t+1}P_t}{PH_tP_{t+1}},$$

$$PCK = \frac{P_t C_t}{PH_t K_t}, ROUNSI = \frac{P_t (1+R_{t+1})}{P_{t+1}}$$

つまり、(6)、(7) 式が体化している帰無仮説を再整理すると、①合理的な期待形成が行われている、②恒常所得仮説が成立している（期待

効用の割引現在価値の最大化が行われている）、③資本市場に自由にアクセスができる（流動性制約が強く効いていない）、④Stone-Gearyタイプの効用関数が選択されている、の4点である。このことからわかるとおり、単に消費支出のみを考慮して家計行動を分析した場合と異なり、住宅のように、長期間に亘りそのサービス・フローを享受できる一方で、その対価として長期間の借入れを行う財をも考慮に入れた場合には、家計行動における恒常所得の重要性が増すことが明らかになった（注8）。

（データの出所）

経済企画庁「国民経済計算」、「日本の国富調査」、厚生省「推計人口」、東京証券取引所「東証統計月報」

【補論2】住宅投資における恒常所得的要素の検証（2） —パネル分析—

（問題意識）

前掲【補論1】では、家計の住宅投資行動と恒常所得が密接に関係していることを実証した。もっとも、前掲【補論1】の中でも指摘したような問題点（効用関数に耐久消費財を取り扱っていない、遺産動機を考慮していない、等）が推計結果にバイアスをかけている可能性については、これを完全には払拭できないこともあり、

ここでは、全く別の角度から、家計の住宅投資行動における恒常所得的要素の妥当性を検証する。

具体的には、家計の住宅投資行動の背後にある理論的枠組みを探るべく、まず、①恒常所得仮説と流動性制約仮説という対立する仮説に基づく要素を含んだ住宅投資関数を構築する。次に、②これを都道府県別のデータを用いたパネル分析（5年毎＜1979、84、89、94年＞）によ

（注8）ただし、ここでの分析では、そもそもの想定として、効用関数に耐久消費財が考慮されていない、遺産を取り扱っていない等の問題点は、依然として残っているが、仮にこうした点を割り引いても、住宅投資と恒常所得の密接な関係を覆すまでには至らないと思われる。

り推計し(注9)、③推計されたパラメータの特徴をチェックすることにより、どちらの仮説が統計的にみて支持されるのかを検証する。恒常所得仮説によれば、家計は、期初の非人的資産(金融資産+実物資産)および今期の人的資産(将来所得の割引現在価値)の総和である総資産をみて、住宅投資水準を決定する。これに対し、資本市場の不完全性等家計の借り入れ制約があると、家計は異時点間の効用を最大化する住宅投資のパスを描くことができない(流動性制約仮説)。この場合、家計の住宅投資は、もっぱら流動的な金融資産や足許の可処分所得に依存する。

(住宅投資関数の構築)

定式化する住宅投資関数は、家計が保有する資産をその性質によって3種類(流動的金融資産、非流動的金融資産、実物資産)に分けていいる以外は、住宅ストック、可処分所得、金利要因等を説明変数とする一般的な形である。ここでは、都道府県を代表的な1家計とみなし、各資産、所得、住宅投資等については、人口変動に伴うトレンド要因を除去するため、各都道府県毎の平均世帯数で割った1世帯当りの計数に基準化している。なお、基本的な方法論は、小川、北坂(1998)による。ここで重要なのは、家計の保有する資産を3分類している点であり、もし、住宅投資に関して、家計が恒常所得を考慮して行動しているならば、資産のタイプや可処分所得によらず、住宅投資が決まることになる(注10)。

$$HI_{it} = a_0 + a_1 LW_{it-1} + a_2 ILW_{it-1} + a_3 RW_{it-1} + a_4 K_{it-1} + a_5 YD_{it} + a_6 R_{it} + \sum_{k=7}^8 a_k Z_{k,it} + \lambda_i + u_{it} \quad (8)$$

HI_{it} : 都道府県 i の住宅投資(実質、1世帯当り)

LW_{it} : 都道府県 i の流動資産(実質、1世帯当り)

ILW_{it} : 都道府県 i の非流動資産(実質、1世帯当り)

RW_{it} : 都道府県 i の実物資産(実質、1世帯当り)

(NHW_{it} : 都道府県 i の非人的資産($LW_{it} + ILW_{it} + RW_{it} = NHW_{it}$))

K_{it} : 都道府県 i の住宅ストック(実質、1世帯当り)

YD_{it} : 都道府県 i の可処分所得(実質、1世帯当り)

R_{it} : 都道府県 i の実質金利
(貸出約定平均金利+減耗率-住宅価格上昇率)×(住宅投資/消費の相対価格)

$Z_{k,it}$: 都道府県 i の k 番目の属性値
($POP3049_{it}$: 30~49歳の人口構成比、 $AGRL_{it}$: 農業人口比率)

λ_i : 都道府県 i に固有の効果

(推計結果およびその評価等)

次頁の(8)式の推計結果(上段)をみると、実物資産および人口構成要因が有意にプラスに、また、ストック要因、金利要因が有意にマイナスに、それぞれ寄与している。一方、流動的

(注9) ここで、5年毎のクロスセクション・データを使用しているのは、総務庁「全国消費実態調査報告」の公表が5年毎であることによるもの。逆に、5年毎のデータを用いているがゆえに、誤差項の系列相関を無視することができるため、パラメータ比較を主眼とする当分析には都合がよいというメリットがある。

(注10) ただし、本関数は今期の人的資産を含んでいないため、厳密な意味で恒常所得仮説を検証するものではない。

融資産、非流動的金融資産、足許の所得要因については、符号条件こそ満たしているものの、高い有意性は得られず、また、都道府県に固有

の効果として考えた農業人口比率についても、あまり関係がないことがわかった。

(8)式の推計結果

C	NHW	LW	ILW	RW	K	YD	R	POP3049	AGRI	adjR ²
a ₀		a ₁	a ₂	a ₃	a ₄	a ₅	a ₆	a ₇	a ₈	S.E.
-0.181 (-0.8)		0.009 (1.3)	0.011 (0.8)	0.005 (3.8)	-0.008 (-1.7)	0.025 (1.6)	-0.015 (-3.4)	1.508 (2.3)	0.096 (0.8)	0.67 0.08
【参考】										
-0.119 (-0.6)	0.005 (4.9)				-0.008 (-1.8)	0.028 (1.7)	-0.016 (-3.8)	1.266 (2.1)	0.060 (0.5)	0.67 0.07

(注)

- ・ Hausman Test により、変動効果モデルを選択。
- ・ ()内は t 値。S.E.は方程式の標準誤差。
- ・ シャドーは、10%水準で有意であることを示す。

さらに、全ての資産および所得からの弾性値が一定（つまり、これらにかかるパラメータが共通）であるという制約を課して仮説検定を行うと（上段）、通常の有意水準では棄却できないという結果が得られた。これは、家計の住宅投

資行動においては、足許の可処分所得や流動性の高い資産のみに着目しているのではなく、非流動性資産や実物資産も含めた広い概念で所得を捉えていることを意味する。

パラメータに関する仮説検定

帰無仮説	F 統計量	p 値	結論
a ₁ =a ₂ =a ₃ =a ₅ (全ての資産および所得からの弾性値が一定)	1.515	0.21	棄却不可 (総資産に注目)
【参考】 a ₁ =a ₂ =a ₃ (全ての資産からの弾性値が一定)	0.375	0.69	棄却不可

(注)

- ・ p 値は、帰無仮説が棄却できない確率を表わす。

(データの出所)

経済企画庁「県民経済計算年報」、「国民経済計算年報」、総務庁「全国消費実態調査報告」、「消

費者物価接続指数総覧」、「家計調査年報」、日本銀行「経済統計年報」、「都道府県別経済統計」

【補論3】わが国の住宅政策について

住宅建設の促進という観点から、現在、わが国においてとられている主な施策としては、①自治体や住宅都市整備公団といった公的機関による住宅の提供、②住宅金融公庫等による低利の住宅ローン供与、③住宅取得促進税制（住宅ローンの借り入れ残高に応じた所得税控除）、などがある。住宅政策の中身については、時代に応じてこれまでも種々の見直しが行われてきているが、各種の施策が所得や面積要件を伴っていることや、主に新築を対象としていることからわかるように、基本的には一次取得者層を対象とする住宅ストックの供給に重点があると考えられる。一方、米国においては、持家取得促進を重要な社会政策の一環と位置付け、控除対象や限度面で極めて手厚い住宅ローン利子の所得控除を行っている（注11）。また、英国の場合は、住宅ローン利子の軽減制度もあるが、日本や米国に比べ、住宅ストックに占める公営住宅のウェイトが高い（日本：7.2%＜93年＞、米国：3.1%＜93年＞、英国：23.3%＜95年＞）。

このように、各国の住宅政策にはそれぞれ特徴があり、一概に内容の是非を論じることではできない（注12）。住宅政策は、①国民の住宅取得に対し国がどこまで支援、関与すべきか、②その際、いかなる方式が最も効率的かつ国民のニーズに答え得るものなのか、といった観点を踏まえ、総合的に検討されるべき問題である。わが国の場合、とくに後者の論点、すなわち住宅政

策の手段、方式について、経済のストック化の進展や市場メカニズム重視の流れといった、最近の経済構造の変化に照らすと、いくつか検討すべき点があるように思われる。すなわち、これまで述べてきたように、わが国の住宅は、少なくとも世帯数との関係でみた場合、量的にはほぼ充足されてきており、今後は質的向上に対する需要が強まる中で、住宅に関する家計のニーズはますます多様化してくると思われる。こうした中では、住宅政策に関しても、公的部門による直接的な供給や誘導のみを中心に据えて考えるのではなく、できるだけ市場メカニズムを活用して、多様なニーズにより柔軟に答え得るようなシステムの整備・充実を図るべきであろう。こうした観点から、以下の諸施策について、それぞれ検討の余地があることを指摘しておく。

①公的住宅の供給

公的部門による直接的な住宅の供給や住宅金融公庫の融資条件に基づく住宅内容に関する政策誘導は、住宅の質をともしれば画一的にするのではないかと。この点に関し、最近、PFI（プライベート・ファイナンス・イニシアチブ）という、民間の資金や経営ノウハウを活用した新たな社会資本整備の手法が着目されている。これは、もともと英国で活用されている制度であり、わが国でも、4月の総合経済対策におい

（注11）日本、米国の住宅ローン利子にかかる制度の相違については、補論図表1（以下、図表番号のある補論図表については、補論末にある図表編を参照）を参照。

（注12）因みに、日本、米国、英国の中央政府レベルでの住宅関係予算の規模を比較すると（補論図表2）、国家予算対比で、日本3.1%、米国5.8%、英国4.6%、名目GDP対比で、日本0.5%、米国1.2%、英国2.0%と、いずれのベースでみても、日本の住宅関係予算規模が英米に比べて相対的に小さいことがわかる（もっとも、これはあくまで中央政府の予算比較であり、厳密に比較するためには、地方政府ベースの予算も含めて考える必要がある）。

て、今後推進していくことが打ち出された^(注13)。
対象事業として、公営住宅も考えられており、今後の具体化が注目される。

②住宅金融における官民の役割分担の見直し

米国や英国では、住宅購入者に対する第一次のローン供与者は、もっぱら民間金融機関であるのに対し、わが国では、住宅ローン残高に占める公的機関融資^(注14)のウェイトが、4割強にも上っている。最近の民間金融機関の住宅資金融資姿勢の積極化や審査・管理業務の専門性等を考えると、今後の方向としては、公的部門による住宅金融に対する補完の内容を、量的な面から信用の面へと徐々に変えていくことも考えられる。因みに、米国においては、住宅ローン債権の証券化が進んでおり（したがって、最初に住宅ローンを供与する金融機関の資金負担が軽減される）、そのプロセスにおいて、政府機関である政府抵当金庫（GNMA）、準政府機関である連邦抵当金庫（FNMA）、連邦住宅貸付抵当協会（FHLMC）などが、保証を行っている。これにより信用度が高まったMBS（モーゲージ担保証券）の市場規模は、社債市場を上回る規模にまで達しており、結果的に住宅金融の円滑化にも資している（米国における住宅ローンの証券化については、後掲【補論4】を参照）。

③住宅に関する規制の緩和

住宅分野においても、規制緩和によって市場メカニズムの活用を図ることが重要である。例えば、わが国においては、一戸建て貸家市場が未発達であるが^(注15)、その要因の一つとして、借地・借家法の「正当事由」の存在が、借家市場の広がりを妨げているとの指摘がかねてよりなされている。この点については、既に、借地・借家法の改正による定期借家権創設の動きが立法段階においてみられる。法規制については、このほかにも、容積率規制等による住宅高層化の制約の問題が指摘されている^(注16)。

④住宅に関する税制

住宅にかかる税制は多岐に亘るが、その中でも、とくに住宅ローン利子の取り扱いについて、最近、米国と同様の幅広い所得控除を認めるべきであるとの議論がみられる^(注17)。住宅ローン利子にかかる税制面での控除は、公的セクターによる住宅の直接的な供給や誘導ではなく、あくまで家計の自主的な選択をサポートする性格のものであるが、米国並みの制度を導入するかどうかという点については、①仮に当面の景気対策として考える場合には、通常の所得税減税と比較してどのように効果が違うのか^(注18)、②一方、社会政策としての持家取得促進を考える場合には、既にわが国の持家比率が国際的に

(注13) その後、関連法案が議員立法の形で国会に提出された。

(注14) 公的機関とは、住宅金融公庫以外に、住宅都市整備公団、年金福祉事業団、地方公共団体などがある。

(注15) 持家、貸家の広さに関する国際比較をみると、持家の場合、わが国は、米国を除く他の先進国に遜色ないが、貸家の場合、かなり見劣りがする（補論図表3）。

(注16) 例えば、経済審議会行動計画委員会の土地・住宅ワーキング・グループ報告書（96年10月9日）。

(注17) 例えば、経団連「多様なライフスタイルを可能にする住宅政策を求める」（98年9月14日）。

(注18) 本文の分析のように、マクロを一つの家計として、一本の消費関数、一本の住宅投資関数の世界で捉えた場合、所得税減税であろうが住宅ローン利子減税であろうが、等しく恒久的かつ同規模であれば、経済効果は同じである。一方、例えば、住宅ローンを抱えた家計とそうでない家計とで限界支出性向が異なるなど、家計が同質でない世界を想定すれば、経済効果が異なり得るが、その実証は容易でない。

見劣りしない水準にまで高まっている中で(注19)、今後どの程度まで持家取得を促すべきか、といっ

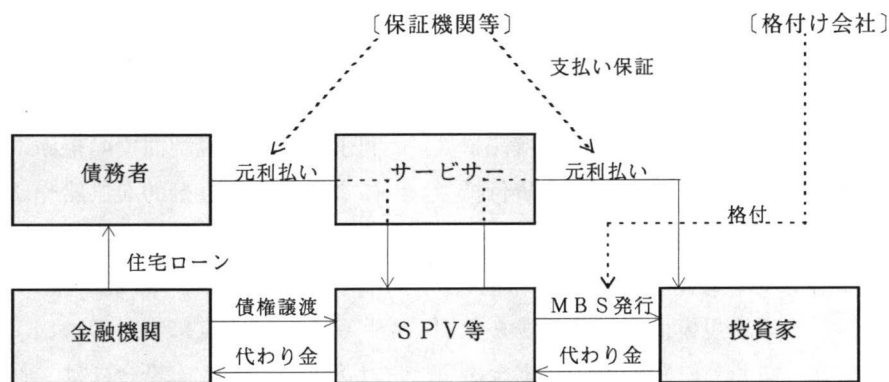
た観点から、十分な検討が必要であろう(注20)。

【補論4】住宅ローンの証券化について —米国の例の紹介—

(住宅ローンの証券化の仕組み)

米国では、住宅ローンの証券化が発達している。この場合の証券化とは、住宅ローンの借り手と金融機関との間で個々に金銭貸借契約が結ばれた後、金融機関がその債権をまとめて(＝プーリング)、証券の形で市場に売却することを言う。その際、発行される証券をMBS(Mortgage Backed Securities)と呼び、これはい

わゆる資産担保証券(ABS: Asset Backed Securities)の一形態である。MBSの特徴は、通常のABSと同様、当該金融機関の経営体としての信用力ではなく、プールされた住宅ローン債権が生み出すキャッシュ・フローが信用力の源泉となる点である。MBSの一般的な仕組みを簡単に図示すると、下図のとおりである。



(資料) 翁(1997)を参考に作成。

ただし、住宅ローン債権にはデフォルト(個人破産等による債務不履行)等のリスク(注21)がつきものであり、投資家に対して広く証券を発行・売却するためには、ある程度リスクを吸

収するバッファーが必要となる。この点、米国のMBSについては、政府機関である政府抵当金庫(GNMA: Ginnie Mae)、準政府機関である連邦抵当金庫(FNMA: Fannie Mae)、連邦

(注19) 先進各国の持家比率は、日本60.8% (93年)、米国64.7% (93年)、英国66.8% (95年)、ドイツ38.8% (93年)、フランス53.8% (92年)。

(注20) 米国内でも、控除対象限度の高さ(100万ドル)や対象住宅の範囲の広さ(セカンド・ハウスまで可能)等の点から、現行制度は高所得者優遇税制であるとの批判があり、この点について、長年に亘って論争が行われている。また、マクロ経済的なバランスからみて過度に住宅投資促進的となっているとの批判もある。

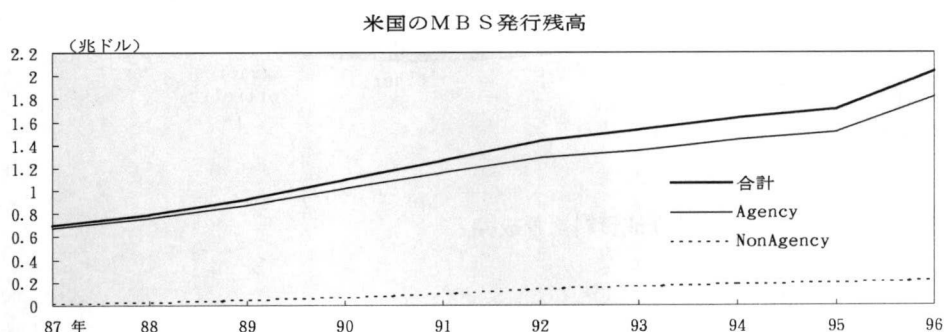
(注21) 住宅ローンに関しては、こうしたデフォルト・リスク以外にも、金利状況等に起因する期限前償還リスクもある。

住宅貸付抵当協会（FHLMC：Freddie Mac）といった機関（agency）が、住宅ローン金利の支払い保証、デフォルト時の損失補填等の保証を行っている（注22）。

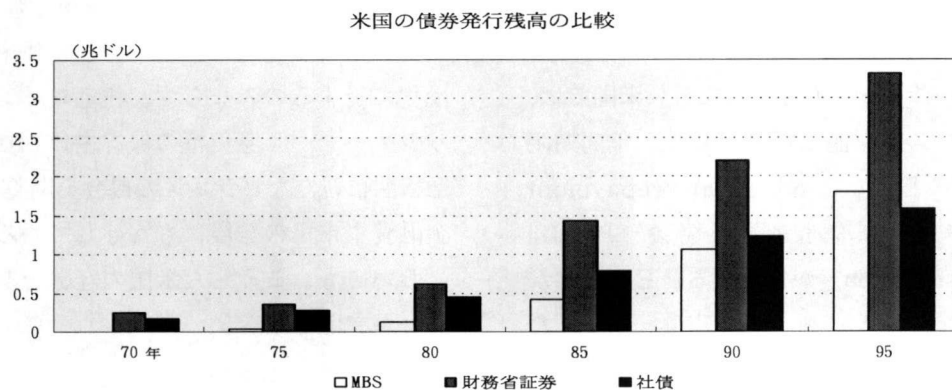
（米国のMBS市場の現状）

米国では、80年代前半以降、①金融機関の資産売却意欲の高まり（注23）、②「政府保証」によ

るMBSの信用力の高さ、③MBSへの投資にかかるリスク（主に期限前償還リスク）を軽減する金融技術革新、等を背景に、MBS市場が急速に拡大した。最近のMBSの発行残高をみると、旺盛な住宅需要をも反映し、一段と増加してきており、96年末現在で約2兆ドルに達している。これは、債券市場としては、社債を上回り、財務省証券に次ぐ2番目の規模である。



（資料）Ernst&Young LLP 作成資料より抜粋。



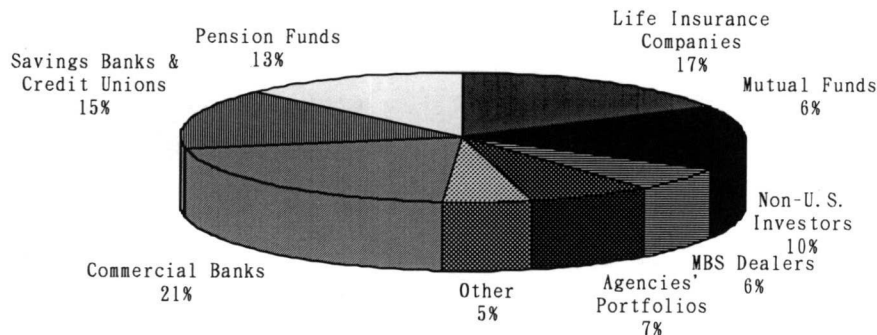
（資料）Financing America's Housing（FHLMC 資料）

（注22）こうした「政府保証」が付けられていることにより、米国のMBS（GNMA債、FNMA債、FHLMC・PC債）は、ほとんどの場合トリプルAの格付を得ており、投資家の裾野を広げるのに寄与してきた。また、これらのagency以外に、民間機関（non-agency）もこうした保証業務を行っている。民間の保証業務は、agencyの保証の対象から漏れるような債権に対してが主である。具体的には、住宅価格に対する住宅ローンの借入比率（Loan to Value Ratio）について、通常の保証対象は75～80%であるが、100%をはるかに超えるような住宅ローン債権などは、agencyの保証の対象外となる。当然、これらの債券は、トリプルA以外のものがかなりあるが、リスクが高い分利回りも高く、様々な投資家のニーズに応える結果となっている。

（注23）80年代初頭、高金利により経営難に喘いでいたS&Lの救済のため、政府はS&Lに対し、資産運用対象の拡大を認めた。このため、S&Lは積極的に手持ちの住宅ローン債権を証券化（売却）し、この資金を他の高利運用へと回した（このことは、逆に、新たなS&Lの経営破綻の増加につながった）。

また、MBSへの投資家層をみると、非常に多岐に亘っており、シェアで見ると、96年3月時点で、商業銀行（シェア21%）、生保（同

17%）、貯蓄銀行および信用組合（同15%）、年金（同13%）の順となっている。



（資料）Ernst&Young LLP 作成資料より抜粋。

（MBS市場育成のポイント）

MBS市場が発達するためには、投資家に対するリスクとくに期限前償還リスクの正確なディスクロージャーが不可欠となる。米国では、期限前償還リスクを測る指標として、年間期限前返済率（CPR：Conditional Prepayment Rate）をベースに全米証券業協会（Public Securities Association）が作成するPSA指標が主に利用されており（注24）、投資家は、こうした

期限前償還リスクに関する情報を十分に考慮に入れた上で、MBSへの資産運用を行っている。MBS市場の発達、結果として住宅金融の円滑化に資するのみならず、住宅ローン債権のオリジネーター（原債権の保有主体）としての金融機関に新たなビジネスの機会を開くとともに、金融資本市場の発展にも寄与している。わが国においても、こうした米国の経験を参考にすることが有用であろう。

（注24）CPRは、元利均等払いによる償還のみが行われた場合の想定月末残存元本に対する月間の期限前償還率を年率換算したものである。一方、PSA指標は、連邦住宅局（FHA：Federal Housing Administration）のデータ分析により作られる指標であり、新規住宅ローンの期限前償還率（CPR）は小さいが、それが時間の経過とともに漸増していくという米国の経験則に基づいて作成されている。PSA指標の詳しい説明については、翁（1997）等を参照。

(補論図表 1)

住宅減税方式の比較

(制度概要)

	日 本 【住宅取得促進税制】	米 国 【住宅ローン利子所得控除制度】
控 除 対 象	住宅	住宅および土地 (セカンド・ハウスまで含む)
控除対象限度	住宅ローンの借入残高 3,000 万円まで	債務限度額 100 万ドルまで
控 除 方 式 (控 除 率)	借入残高に応じて一定額を税額控除 (平成 10 年の場合) ・ 1,000 万円以下 2.0% (当初 3 年間につ いてのみ、4 年目以降 1.0%) ・ 1,000 万円超 2,000 万円以下 1.0% ・ 2,000 万円超 3,000 万円以下 0.5% ＜税額控除限度額＞ ・ 当初 3 年間 35 万円、4 年目以降年間 25 万円	支払利子全額を課税所得より控除
控 除 期 間	6 年	全返済期間
所 得 制 限	3,000 万円以下	なし

(資料) 建設省「住宅経済データ集」等

(補論図表 2)

各国の住宅関係減免税額の内訳

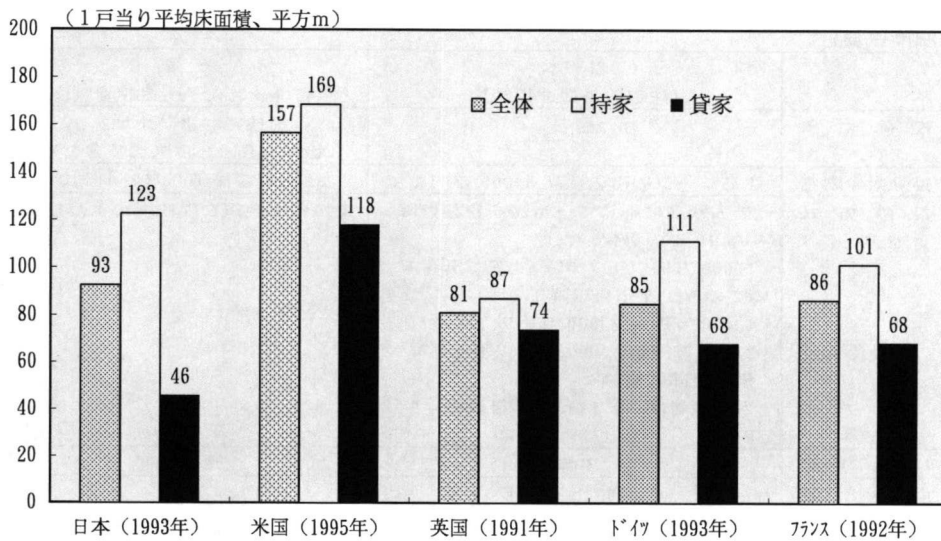
国 名	項 目	減 収 額
日 本 (95 年度)	1. 住宅取得促進税制減収額 2. 親子間等の住宅取得資金に係る贈与税の特例 3. 住宅用家屋等の登録免許税の軽減 4. 優良住宅地造成事業等に係る分譲予定地等の地価税の特例 5. 公営住宅に対する補助 6. 住宅金融公庫への補助 7. 再開発・住宅関連公共施設整備への補助 8. 住宅・都市整備公団への補助 9. 民間賃貸住宅建設への補助 (住宅金融公庫以外) 計 ＜国家予算全体に占める割合、%＞ ＜名目 GDP に占める割合、%＞	(億円) 5,660 230 360 90 7,908 4,197 3,439 2,149 102 24,135 ＜3.1%＞ ＜0.5%＞
米 国 (94 年度)	1. 持家の住宅ローン利子の所得控除 2. 持家の不動産税の所得控除 3. 賃貸住宅にかかる加速償却 4. 低所得者用賃貸住宅の投資税額控除 5. その他の住宅対策費計 計 ＜国家予算全体に占める割合、%＞ ＜名目 GDP に占める割合、%＞	(百万ドル) 45,145 13,100 1,310 1,370 24,400 85,325 ＜5.8%＞ ＜1.2%＞
英 国 (94 年度)	1. 持家の住宅ローン利子減額制度 (MIRAS) 2. 売買契約にかかる印紙税の非課税 3. その他の住宅対策費計 計 ＜国家予算全体に占める割合、%＞ ＜名目 GDP に占める割合、%＞	(百万ポンド) 5,200 280 7,871 13,351 ＜4.6%＞ ＜2.0%＞

(注)・その他の住宅対策費計の金額は、米国は 92 年度、英国は 93 年度の計数。

(資料) 建設省「住宅経済データ集」、日本住宅協会「住宅・建築ハンドブック」等

(補論図表 3)

持家、貸家の広さに関する国際比較



- (注) ・すべてストック・ベースの計数。
・各国により床面積の定義が異なるため、厳密な比較は不可能である。
・米国は、長屋建・共同住宅は含まない(一戸建・モービルホームのみ、中位値)。
・その他の定義等については、住宅金融公庫「海外住宅DATA-NOW No. 12 (98/7月発行)」を参照。

(資料) 住宅金融公庫「海外住宅DATA-NOW No. 12」

【参考文献】

(英語文献)

- Bernanke, B. S., "Adjustment Costs, Durables and Aggregate Consumption," *Journal of Monetary Economics*, 1985.
- Campbell, J. A. and N. G. Mankiw, "The response of consumption to income," *European Economic Review*, Vol. 35, 1991.
- Carlson, J. A. and M. Parkin, "Inflation Expectation," *Economica* 42, 1975.
- Hansen, L. P., "Large Sample Properties of Generalized Method of Moments Estimators," *Econometrica*, Vol. 50, 1982.
- Mankiw, N. G., "Consumer Durables and the Real Interest Rate," *The Review of Economics and Statistics*, 1985.
- Mankiw, N. G. and D. N. Weil, "The baby boom, the baby bust, and the housing market," *Regional Science and Urban Economics* 19, 1989.

(邦語文献)

- 福田祐一、「日本の利子率の期間構造分析—消費資産価格モデルの再検討—」、『経済研究』、Vol. 44、No. 3、1993年
- 羽森茂之、「消費者行動と日本の資産市場」、東洋経済新報社、1996年
- 刈屋武昭、「計量経済分析の考え方と実際」、東洋経済新報社、1986年
- 小川一夫、「恒常所得仮説と住宅投資」、『国民経済雑誌』、第152巻、第2号、1985年
- 小川一夫、「所得リスクと予備的貯蓄」、『経済研究』、Vol. 42、No. 2、1991年
- 小川一夫、「住宅投資と家計貯蓄」、小川一夫、斎藤光雄、二宮正司編『多部門経済モデルの実証研究』、創文社、1992年
- 小川一夫、北坂真一、「資産市場と景気変動」、日本経済新聞社、1998年
- 翁百合、「住宅金融の証券化」、岩田規久男、八田達夫編『住宅の経済学』、日本経済新聞社、1997年
- 豊田利久、「合理的期待形成の検証」、『国民経済雑誌』、第154巻、第2号、1986年